N° 21-601-MIF au catalogue — N° 085
ISSN : 1707-0376
ISBN : 978-0-662-09756-3

Série de documents de travail sur l'agriculture et le milieu rural

Décisions de travailler hors ferme des exploitants agricoles canadiens en 2001 : rôle des déterminants individuels, de la ferme, du milieu et de la région

1991 - 2001

par Alessandro Alasia, Ray Bollman, Alfons Weersink et John Cranfield

Division de l'agriculture
Immeuble Jean Talon, 12e étage, Ottawa, K1A 0T6

Téléphone: 1-800-465-1991

Statistique Canada Statistics Canada

Canada

Statistique Canada
Division de l'agriculture

Série de documents de travail sur l'agriculture et le milieu rural

Décisions de travailler hors ferme des exploitants agricoles canadiens en 2001 : rôle des déterminants individuels, de la ferme, du milieu et de la région

1991 - 2001

Document produit par
Alessandro Alasia et Ray Bollman, Division de l'agriculture, Statistique Canada
Alfons Weersink et John Cranfield, Université de Guelph

Juillet 2007

N° 21-601-MIF au catalogue

ISSN 1707-0376

ISBN 978-0-662-09756-3

Frequency: hors série

Ottawa

This publication is available in English upon request (catalogue no. 21-601-MIE).

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2007

Tous droits réservés. Le contenu de la présente publication électronique peut être reproduit en tout ou en partie, et par quelque moyen que ce soit, sans autre permission de Statistique Canada, sous réserve que la reproduction soit effectuée uniquement à des fins d'étude privée, de recherche, de critique, de compte rendu ou en vue d'en préparer un résumé destiné aux journaux et/ou à des fins non commerciales. Statistique Canada doit être cité comme suit : Source (ou « Adapté de », s'il y a lieu) : Statistique Canada, année de publication, nom du produit, numéro au catalogue, volume et numéro, période de référence et page(s). Autrement, il est interdit de reproduire le contenu de la présente publication, ou de l'emmagasiner dans un système d'extraction, ou de le transmettre sous quelque forme ou par quelque moyen que ce soit, reproduction électronique, mécanique, photographique, pour quelque fin que ce soit, sans l'autorisation écrite préalable des Services d'octroi de licences, Division des services à la clientèle, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, Canada K1A 0T6.

Note de reconnaissance

Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population, les entreprises, les administrations canadiennes et les autres organismes. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques précises et actuelles.

Signes conventionnels

Les signes conventionnels suivants sont employés dans les publications de Statistique Canada :

.	indisponible pour toute période de référence
..	indisponible pour une période de référence précise
...	n'ayant pas lieu de figurer
0	zéro absolu ou valeur arrondie à zéro
0^s	valeur arrondie à 0 (zéro) là où il y a une distinction importante entre le zéro absolu et la valeur arrondie
^{p}	préliminaire
^{r}	révisé
x	confidentiel en vertu des dispositions de la *Loi sur la statistique*
^{A}	excellent
^{B}	très bon
^{C}	bon
^{D}	acceptable
^{E}	à utiliser avec prudence
F	trop peu fiable pour être publié

Résumé

Au Canada, le nombre d'exploitants d'une ferme de recensement et le nombre de ceux qui ont un emploi hors ferme prennent dans des tendances opposées. Entre 1996 et 2001, le nombre d'exploitants d'une ferme de recensement a baissé d'environ 11 %, tandis que celui des exploitants qui travaillaient à l'extérieur de leur ferme a augmenté de 6 %. L'interprétation que l'on fait des facteurs qui influent sur la décision des exploitants de travailler hors ferme a des répercussions importantes sur les politiques de développement rural et de soutien du revenu agricole. Dans le présent document, nous examinerons ces décisions à l'aide des microdonnées du Recensement de l'agriculture de 2001 et des données communautaires du Recensement de la population de 2001. Selon les hypothèses, la décision de combiner un emploi hors ferme à l'exploitation d'une ferme de recensement dépend des caractéristiques individuelles, de la famille, du type d'exploitation agricole et du marché du travail. Nous nous pencherons plus particulièrement sur la taille de la ferme de recensement dans le contexte de caractéristiques locales et régionales qui reflètent la vigueur du marché du travail et la demande d'emplois non agricoles.

Tout en confirmant les résultats de recherches antérieures, nos propres constatations permettent d'évaluer les diverses incidences des déterminants du travail hors ferme, tant pour les exploitants de petites fermes que de grandes fermes de recensement. En particulier, le capital humain et le type de ferme jouent un rôle significatif pour les exploitants qui occupent un emploi hors ferme. Le niveau de scolarité est un déterminant important du statut observé pour ce qui est du travail hors ferme et de l'exploitation d'une ferme de recensement, mais encore faut-il que le type d'exploitation s'y prête. Le travail hors ferme suppose qu'il y a plus d'un exploitant sur la ferme. En effet, l'exploitant d'une ferme de plus grande taille doit être présent pour assurer la supervision de sa main-d'œuvre salariée, qui est davantage considérée comme un complément plutôt qu'elle ne remplace le travail accompli par l'exploitant lui-même sur la ferme. Cet exploitant est moins susceptible que les autres d'avoir un emploi hors ferme.

La famille et les caractéristiques communautaires et régionales semblent être des déterminants plus pertinents pour ce qui est de prendre la décision d'occuper un emploi hors ferme tout en exploitant une entreprise agricole de petite taille, comparativement à la décision de travailler hors ferme et d'exploiter en même temps une entreprise de grande taille. Cette constatation s'inscrit en parallèle des autres recherches sur les familles qui exploitent une petite entreprise agricole. Par ailleurs, une fois les autres facteurs pris en compte, les résultats indiquent que la proximité d'un centre urbain n'a pas un effet positif sur la décision d'occuper un emploi hors ferme tout en exploitant une ferme de recensement. Cette décision serait plutôt en lien avec la dynamique du marché de l'emploi local. En effet, tout indique que s'il est vrai qu'un centre urbain peut constituer un moteur de croissance globale du revenu rural grâce aux possibilités d'emploi d'une main-d'œuvre non agricole, le revenu hors ferme de l'exploitant d'une ferme de recensement est plus susceptible d'être compromis par des initiatives stratégiques qui visent directement les conditions du marché de l'emploi dans la collectivité où réside cet exploitant.

Table des matières

Résumé 3

Table des matières 4

1. Introduction 6

2. Cadre théorique 8

3. Spécification du modèle et estimation 9
   3.1. Dérivation du modèle économétrique 10
   3.2. Choix des données et des variables 12
   3.3. Spécification des variables décalées à référence spatiale 15

4. Résultats des estimations 17
   4.1. Statistiques sommaires 17
   4.2. Estimations par la méthode des probits 18

5. Effet des covariables sur la probabilité du travail hors ferme 21
   5.1. Variations discrètes de diverses variables, résultats 25
   5.2 Tendances spatiales du changement, simulations à l'aide de microdonnées 31

6. Conclusions 32

Références bibliographiques 34

Liste des tableaux

Tableau 1 Statistiques nationales : variables sélectionnées pour les exploitants agricoles et les fermes, 2001 38

Tableau 2 Fermes de recensement selon les variables sélectionnées pour le couplage agriculture-population, 2001 39

Tableau 3 Description et calcul des variables utilisées dans le modèle 40

Tableau 4 Statistiques descriptives de l'échantillon : échantillon complet 43

Tableau 5 Statistiques descriptives de l'échantillon : exploitants de petites et de grandes fermes de recensement 45

Tableau 6 Résultats du modèle probit et effets marginaux : échantillon complet 47

Tableau 7 Résultats du modèle probit et effets marginaux : exploitants de petites fermes de recensement (suite) 49

Tableau 8 Résultats du modèle probit et effets marginaux : exploitants de grandes fermes de recensement (ventes ≥ 250 000 $) 52

Tableau 9 Probabilité prédite du travail hors ferme pour certaines valeurs et variations des variables explicatives : échantillon complet 54

Tableau 10 Probabilité prédite du travail hors ferme pour certaines valeurs et variations des variables explicatives : exploitant d'une petite ferme de recensement 56

Tableau 11 Probabilité prédite du travail hors ferme pour certaines valeurs et variations des variables explicatives : exploitant d'une grande ferme de recensement 58

Liste des figures et des cartes

Figure 1 Probabilité prédite du travail hors ferme selon le sexe et différents niveaux de scolarité : exploitants de petites fermes de recensement 60

Figure 2 Probabilité prédite du travail hors ferme et caractéristiques des fermes : exploitants de petites et de grandes fermes de recensement 61

Figure 3 Probabilité prédite du travail hors ferme et conditions du marché du travail .. 62

Figure 4 Probabilité prédite du travail hors ferme et emploi dans le secteur de la fabrication : exploitants de petites fermes de recensement 63

Figure 5 Probabilité prédite du travail hors ferme et emploi dans le secteur des services : exploitants de petites fermes de recensement..... 64

Figure 6 Probabilité prédite du travail hors ferme et facteurs d'urbanisation : exploitants de petites fermes de recensement 65

Carte 1 Probabilité prédite du travail hors ferme selon le secteur de pondération agricole.....66

Carte 2 Effets de l'accélération de la dynamique du marché du travail sur le travail hors ferme selon le secteur de pondération agricole.....67

Carte 3 Effets de l'accroissement du taux de travail hors ferme selon le secteur de pondération agricole.....68

1. Introduction

Le nombre d'exploitants d'une ferme de recensement au Canada et le nombre de ceux qui déclarent avoir un emploi hors ferme prennent des tendances opposées. Entre 1991 et 2001, le nombre d'exploitants d'une ferme de recensement a baissé d'environ 11 %, passant de 390 870 à 346 195. Au cours de la même période, le nombre d'exploitants ayant déclaré avoir un emploi hors ferme a augmenté d'environ 6 %, montant de 145 005 à 154 215 (Statistique Canada, 2002a). Des indicateurs semblables, par exemple la part des exploitants d'une ferme de recensement qui travaillent hors ferme à temps plein et la contribution du revenu hors ferme au revenu familial total du ménage agricole, indiquent la longue mutation structurelle de l'emploi rural, qui passe de l'agriculture à la diversification croissante du revenu des familles apparentées à une ferme de recensement. Bien que la part des exploitants d'une ferme de recensement se livrant à un travail hors ferme ait été d'environ 30 % depuis les années 1940, la pertinence de l'emploi agricole a reculé tant pour les ménages ruraux que pour les collectivités rurales (Bollman, 1979; Bollman et Biggs, 1992). La pluralité des emplois au sein des ménages agricoles est devenue un modèle courant dans l'ensemble du Canada rural (Fuller et Bollman, 1992), le secteur des services étant la principale source d'emploi des résidents des régions rurales (Bollman et coll., 1992).

Dans la nouvelle économie rurale, l'emploi hors ferme peut revêtir différents aspects. Premièrement, l'emploi hors ferme pourrait constituer un mécanisme d'autoassurance visant à stabiliser le revenu total du ménage face à la variabilité inhérente du revenu agricole net. Deuxièmement, le travail hors ferme pourrait être nécessaire afin de maintenir un revenu suffisant pour couvrir les dépenses de la famille quand l'exploitant ne peut produire assez de revenu pour soutenir la famille (dans le cas, par exemple, où l'exploitation est de très petite taille ou quand l'exploitant n'a pas les compétences nécessaires pour gérer la ferme). Troisièmement, l'emploi hors ferme pourrait bien être l'emploi principal de résidents ruraux qui ont choisi un mode de vie rural et qui, parce qu'ils vendent quelques produits agricoles, sont enregistrés comme exploitants d'une ferme de recensement[1].

Alors qu'il pourrait être assez ardu de démêler ces conditions en ayant recours aux données transversales disponibles, c'est probablement la taille de la ferme qui sera la principale variable servant à définir la connotation essentielle du travail hors ferme. Les petites fermes de recensement sont moins susceptibles de produire un revenu suffisamment stable pour le ménage et plus susceptibles de correspondre à un choix de mode de vie rural où l'agriculture est une activité économique secondaire pour le ménage. En réalité, les statistiques nationales du Recensement de l'agriculture montrent des écarts marqués quant au travail hors ferme en fonction de la taille de l'exploitation (Statistique Canada, 2002a). En 2001, 93 % des exploitants qui ont déclaré un travail hors

1. On définit une ferme de recensement comme « une exploitation agricole produisant pour la vente au moins un des produits suivants : cultures, bétail, volaille, produits d'origine animale, produits de serre ou de pépinière, arbres de Noël, champignons, gazon, miel et produits de l'érable » (Statistique Canada, 2003, page 6). La définition d'exploitant agricole « réfère aux personnes responsables des décisions de gestion qui se prennent au jour le jour dans l'exploitation agricole » (Statistique Canada, 2003, page 7).

ferme dirigeaient une ferme de recensement produisant un revenu agricole brut de moins de 250 000 dollars. De même, environ 86 % des exploitants travaillant hors ferme dirigeaient une ferme de recensement dont le capital était de moins de 1 million de dollars (tableau 1).

Des recherches antérieures ont fait valoir que les caractéristiques individuelles, de la ferme et de la région de résidence peuvent aider à mieux comprendre les facteurs qui influent sur la décision d'un exploitant de combiner travail sur la ferme et travail hors ferme. Or, le fait qu'il existe de telles différences de motivation à cet égard — notamment en ce qui a trait au niveau ou à la stabilisation du revenu par opposition à un éventuel choix d'un mode de vie — invite à porter une attention particulière à la taille de la ferme. Tout en utilisant les indicateurs de la taille de la ferme comme variables explicatives du modèle, il vaut la peine d'examiner les caractéristiques de la taille de la ferme tels les critères de classification des estimations du sous-échantillon. Il y a là un effet différentiel possible des divers facteurs d'atténuation et de la motivation à travailler hors ferme. L'analyse des sous-échantillons délimités par la taille de la ferme permet de déterminer si le comportement des petits exploitants sur le marché du travail diffère de celui des gros exploitants.

L'importance relative des caractéristiques individuelles, de la ferme et de la région a des répercussions significatives sur le développement rural et les politiques de soutien du revenu agricole. Par exemple, si la participation des ménages à un travail hors ferme est largement déterminée par des facteurs institutionnels comme la conjoncture du marché du travail, et si l'objectif des politiques est d'accroître le revenu des ménages par le biais d'un emploi hors ferme, ces politiques doivent alors être axées sur le développement de la région rurale. Par contre, les politiques doivent viser le développement du capital humain si le travail hors ferme est surtout déterminé par les caractéristiques personnelles. Comprendre les déterminants de la décision de travailler hors ferme peut aussi aider à concevoir des programmes de sensibilisation à l'intention des membres du ménage qui souhaitent accroître leur revenu pendant qu'un autre membre du ménage exploite la ferme de recensement.

Dans le présent document, nous examinons les décisions de travailler hors ferme des exploitants d'une ferme de recensement au Canada. Pour ce faire, nous avons utilisé les microdonnées du Recensement de l'agriculture de 2001 et les données du Recensement de la population de 2001. Comparativement aux recherches antérieures sur l'emploi hors ferme, notre document renforce notre compréhension par rapport à la répartition du travail en présentant un examen explicite des diverses répercussions des déterminants sur les ménages d'une « petite » ou d'une « grande » ferme de recensement. Nous tenons compte de la dimension régionale du marché du travail et explorons les interactions rurales-urbaines pour déterminer quels sont les résultats sur le plan de l'emploi. Nous utilisons un ensemble de covariables décalées à référence spatiale, ce qui nous permet d'évaluer l'effet des caractéristiques régionales sur les décisions de travailler hors ferme des ménages qui ont choisi d'exploiter une ferme de recensement. Nous commençons par dériver les caractéristiques majeures qui influent sur ces décisions au moyen d'un modèle de production des ménages. On trouvera ci-après notre modèle empirique et la description

des variables ainsi que les hypothèses liées aux effets de ces variables et, dans notre conclusion, nous présentons les résultats et les répercussions de nos constatations.

2. Cadre théorique

Un individu exploitera une entreprise agricole si le produit de revenu marginal pour la première heure de travail autonome est supérieur au taux de rémunération dans un autre domaine d'activités (Bollman, 1978). L'exploitant travaillera hors ferme si le taux de rémunération du marché est supérieur au produit de revenu marginal du travail sur la ferme évalué au croisement du revenu marginal du travail de l'intéressé sur la ferme et de la fonction de l'offre (totale) de main-d'œuvre (Bollman, 1979). Les valeurs relatives du taux de rémunération du travail hors ferme offert sur le marché et le salaire minimum accepté (c.-à-d. la courbe de l'offre de main-d'œuvre totale de l'intéressé) dépendent des conditions prévalentes du marché du travail et des caractéristiques de l'exploitant. On peut dériver l'effet de ces variables sur la décision de travailler hors ferme pour l'exploitant d'une entreprise agricole par la résolution d'un modèle de production du ménage selon lequel l'agriculteur maximise l'utilité dérivée des biens du commerce (G) et des loisirs (L). L'utilité obtenue de G et L dépend des caractéristiques du capital humain (H) et de la famille (Z), comme l'âge et la présence d'enfants dans la famille :

$$U=U(G,L;H,Z) \qquad (1)$$

Les quantités totales et relatives de biens et de loisirs sont limitées par la quantité totale de temps dont dispose l'exploitant agricole (T). Son temps peut être réparti entre les loisirs et le travail, soit sur la ferme (F), soit hors ferme (M), $T=L+F+M$. Dans un cas comme dans l'autre, l'activité produit un revenu qui peut servir à l'achat de produits de consommation. On considère que plus il y a du travail sur la ferme, plus la production de la ferme (Q) augmente, mais à un taux décroissant, comme le résume la fonction de production suivante :

$$Q=Q(F,HF,X:H,K) \qquad (2)$$

où HF représente les heures de la main-d'œuvre salariée, X un vecteur des intrants variables et K un vecteur des caractéristiques de la ferme, comme le type de ferme et l'organisation de l'entreprise. On considère aussi que, outre son incidence sur la production de la ferme, l'accroissement du capital humain (H) aura pour effet d'augmenter le salaire éventuel d'un emploi hors ferme. Le salaire du marché (W) dépendra aussi des caractéristiques régionales du marché (R), comme la sructure du secteur et le taux de chômage, comme suit :

$$W=W(H,R). \qquad (3)$$

Étant donné la relation de productivité du travail sur la ferme et du travail hors ferme, parallèlement à l'identité pour la répartition totale du travail, les ressources financières disponibles pour les biens de consommation peuvent être exprimées ainsi :

$$P_G G = P_Q Q - P_{HF} HF - P_X X + WM + V \quad (4)$$

où P_G est le prix des biens et G et V sont le montant des autres revenus du ménage. En résolvant les contraintes du budget en fonction de G et les contraintes de temps en fonction de L et en les substituant dans la fonction d'utilité, on obtient un problème d'optimisation non contrainte où le choix des variables est la quantité de temps imparti au travail sur la ferme ou hors ferme et les intrants agricoles, y compris la main-d'œuvre salariée. La résolution simultanée des conditions du premier ordre détermine les niveaux optimums de ces variables de choix (Huffman, 1991; Weersink, 1992).

Ce cadre analytique peut s'appliquer à l'analyse de la participation à une activité hors ferme pour la personne qui a déjà opté pour l'exploitation d'une entreprise agricole. Cette personne ne travaillera pas hors ferme si le rendement marginal par rapport à l'emploi sur le marché du travail, considéré comme le taux de rémunération (W), est inférieur à la valeur marginale du travail sur la ferme évalué au point optimal et sans aucun travail hors ferme. Ainsi, la décision que prend un exploitant agricole de travailler hors ferme peut se résumer ainsi :

$$M>0 \text{ si } W(H,Z,R) > P' Q_F(H,Z,K)|_{F=0} \text{ et} \quad (5)$$
$$M=0 \text{ si } W(H,Z,R) \leq P' Q_F(H,Z,K)|_{F=0}$$

où M est le niveau de participation au marché du travail hors ferme. Pour des raisons de commodité dans les parties que nous aborderons plus loin, les termes des conditions d'inégalité en (5) peuvent être énoncés ainsi :

$$W^* = W(H,Z,R) - P' Q_F(H,Z,K)|_{F=0} \quad (6)$$

où W^* représente le coût de renonciation du travail hors ferme. La quantité optimale de travail sur la ferme existe quand la plus-value du temps supplémentaire consacré à la ferme est égal au taux marginal de substitution entre les loisirs et la consommation (U_L/U_G). Si le taux de rémunération est supérieur aux rendements marginaux du travail sur la ferme, l'exploitant aura un emploi hors ferme jusqu'à ce que les rendements relatifs des deux formes de travail soient égaux à U_L/U_G. Comme la répartition entre le travail sur la ferme et le travail hors ferme est déterminée de façon conjointe, la décision d'occuper un emploi hors ferme est une fonction de toutes les variables exogènes du modèle de production du ménage : les caractéristiques du capital humain (H), de la famille (Z), de la ferme (K) et du marché (R).

3. Spécification du modèle et estimation

La spécification du modèle nécessite l'identification d'une formule fonctionnelle appropriée à l'estimation et à la définition de variables opérationnelles qui reflètent les concepts théoriques sous-jacents. Le modèle économétrique dérivé de notre cadre théorique est présenté dans la section 3.1. Les précisions quant à la source de données et

les définitions des variables se trouvent dans la section 3.2. La dernière partie présente en détail le calcul des variables décalées à référence spatiale.

3.1. Dérivation du modèle économétrique

Pour passer à l'estimation, il faut attribuer au modèle théorique dérivé dans la partie précédente une formule fonctionnelle explicite. En supposant que les fonctions implicites de l'équation (6) puissent être représentées par des relations linéaires, et en utilisant P en tant qu'unité de compte (c.-à-d. $P=1$), on peut écrire:

$$W_i^* = \gamma_1 H_i + \gamma_2 Z_i + \gamma_3 R_i + \varepsilon_i - \delta_1 H_i - \delta_2 Z_i - \delta_3 K_i + \nu_i \qquad (7)$$

où W^* dénote une variable continue idéale, qui mesure le coût de renonciation du travail hors ferme, γ et δ sont posés comme les paramètres du salaire du marché et du revenu agricole respectivement, H, Z, K et R sont les variables explicatives définies dans la partie précédente, ε et υ sont les termes d'écart, et i dénote l'indice de l'observation, $i=1,2,\ldots,n$. On peut simplifier l'équation (7) en posant $\beta=(\gamma-\delta)$, $u=(\varepsilon-\upsilon)$, et en ne tenant pas compte, pour le moment, des signes des variables génériques, on obtient :

$$W_i^* = \beta H_i + \beta Z_i + \beta R_i + \beta K_i + u_i \qquad (8)$$

Idéalement, l'équation (8) représenterait le modèle à estimer. En réalité, toutefois, W^* n'est pas observable. Le salaire minimum accepté (dérivé de la fonction totale d'offre de main-d'œuvre de l'exploitant), qui détermine la décision de travailler hors ferme, ne peut pas être mesuré. De plus, les données disponibles du Recensement de l'agriculture ne permettent pas de mesurer la répartition du travail hors ferme en tant que variable continue. De façon générale, le travail hors ferme est enregistré en tant que résultat nominal, c'est-à-dire la participation ou la non-participation à un travail hors ferme.

Les caractéristiques de ce problème et l'intérêt de la présente étude conviennent à la modélisation d'une variable dépendante qualitative (Long et Freese, 2001). En suivant cette approche, on peut supposer que l'équation (8) représente un modèle latent, non observable dans la réalité, mais qui peut être rattaché à un modèle observable selon lequel la variable dépendante produit un résultat dichotomique. En termes généraux, le modèle latent sous-jacent prend la forme suivante :

$$y_i^* = \mathbf{x}_i \beta + u_i \qquad (9)$$

La relation entre la variable non observable ($y^*=W^*$) et le résultat observable ($y=M$) est résumée par une équation de mesure, laquelle peut être dérivée de l'équation (5) et, en termes généraux, peut être exprimée comme suit :

$$y_i = \begin{cases} 1 \text{ if } y_i^* > 0 \\ 0 \text{ if } y_i^* \le 0 \end{cases} \qquad (10)$$

Par convention, la formule y est codée en tant que 1 si y^* est rapportée en quantité positive et en tant que 0 si y^* est égal à zéro ou a une valeur négative. Il s'ensuit que l'espérance mathématique conditionnelle $E(y|\mathbf{x})$ peut être interprétée comme une probabilité conditionnelle que le résultat recherché se réalisera, $Pr(y|\mathbf{x})$. Donc, d'après les équations (9) et (10), en laissant de côté l'indice de l'observation, pour simplifier, on obtient :

$$\Pr(y = 1 \mid \mathbf{x}) = \Pr(y_i^* > 0 \mid \mathbf{x}) \tag{11}$$

En supposant que la variable latente puisse être exprimée en $y^* = \mathbf{x}\beta + u$, où $\mathbf{x}$ est un vecteur ($1xn$) des variables explicatives, β un vecteur n des paramètres et u un terme d'erreur, alors l'équation (11) peut être exprimée ainsi :

$$\Pr(y = 1 \mid \mathbf{x}) = \Pr(u > -\mathbf{x}\beta \mid \mathbf{x}) \tag{12}$$

L'équation (12) montre que la probabilité de l'événement dépend de la distribution du terme d'erreur u, qui est généralement inconnu. Bien qu'il soit possible de formuler diverses hypothèses quant à cette distribution, la recherche appliquée a généralement adopté une solution de rechange, soit la distribution des probits, soit la distribution des logits. Dans le cadre de notre recherche, nous avons retenu la distribution des probits[2]. La probabilité qu'une observation (exploitant d'une entreprise agricole) se rapporte à deux groupes qui s'excluent mutuellement (travail hors ferme par opposition à aucun travail hors ferme) est définie par l'intégration de la densité de probabilité normale, $N(0,1)$, entre $-\infty$ et une fonction linéaire des variables indépendantes ($\mathbf{x}\beta$). La spécification du modèle se présente comme suit :

$$\Pr(y = 1 \mid \mathbf{x}) = \int_{-\infty}^{\mathbf{x}\beta} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{u^2}{2}\right) du = \Phi(\mathbf{x}\beta) \tag{13}$$

où y est le vecteur des résultats binaires indépendants supposés être mutuellement exclusifs et exhaustifs, et $\Phi(.)$ dénote la fonction normale de distribution cumulative (cdf).

Pour résumer, la variable dichotomique normale M prend la valeur de 1 lorsque l'exploitant déclare un travail hors ferme et la valeur de 0 dans le cas contraire. L'ensemble des variables explicatives ($\mathbf{x}$) comprend l'individu, la famille, les caractéristiques de l'exploitation agricole et les variables de niveau communautaire, et nous pouvons donc inscrire :

$$\Pr(M = 1 \mid \mathbf{x}) = \Phi(\beta_1 H + \beta_2 Z + \beta_3 K + \beta_4 R) \tag{14}$$

---

2. Les modèles probits supposent une distribution normale (0,1) du terme d'erreur; les modèles logits supposent une distribution logistique de ε, avec une moyenne de 0 et une $\mathrm{Var}(\varepsilon) = \pi^2/3$. Les coefficients générés par les deux modèles diffèrent selon la grandeur, normalement en fonction d'une proportion fixe, mais les différences entre les résultats de probabilité sont généralement marginales. Ainsi, d'un point de vue pratique, les deux spécifications s'équivalent et le choix entre les deux tient aux préférences des auteurs et à des considérations de l'ordre du calcul.

L'équation (14) représente la spécification des probits utilisée dans la présente étude, laquelle est estimée au moyen des méthodes de vraisemblance maximale du progiciel STATA.

3.2. Choix des données et des variables

Le modèle de l'équation (14) est estimé au moyen de microdonnées assorties de données communautaires agrégées au niveau d'une subdivision de recensement unifiée (SRU). Les microdonnées proviennent de la base de données de couplage agriculture-population du Recensement de 2001, qui fait le lien entre les données reposant sur un échantillon de 20 % des exploitants, que le Recensement de l'agriculture fait ressortir ainsi que par les données socioéconomiques recueillies dans le cadre du Recensement de la population. Cette base de données comprend 70 851 exploitants d'une ferme de recensement dont sont exclus 513 exploitants de zones de logements collectifs (dans une large mesure des résidents de colonies huttériennes). Les données communautaires sont tirées du Recensement de la population de 2001 et totalisées en fonction de la géographie de recensement constante de 1996; ces données correspondent à 2 607 SRU[3]. Pour ce qui est des variables utilisées dans notre recherche, les données étaient disponibles pour 2 382 SRU (géographie de recensement de 1996) puisque les données communautaires n'ont pu être totalisées pour les SRU de moins de 250 habitants pour des raisons de qualité et de confidentialité des données. Le fait d'intégrer la base de données de couplage agriculture-population à la base de données communautaires a produit l'ensemble des données utilisées aux fins de l'estimation, qui comprennent 69 797 exploitants agricoles et 1 746 SRU sur les 1 783 (géographie de recensement de 2001) pour lesquels des données ont été recueillies dans le cadre du Recensement de l'agriculture[4].

Le modèle est estimé pour deux sous-échantillons correspondant aux exploitants de petites et de grandes fermes de recensement. Nous définissons les exploitants de petites fermes de recensement comme ceux qui déclarent un revenu agricole brut total de moins

---

3. Une subdivision de recensement unifiée (SRU) est un regroupement de subdivisions de recensement adjacentes (SR), sauf les SR de plus de 100 000 habitants, qui constituent des SRU à part entière. Généralement, les SRU de petite étendue géographique et plus urbanisées (municipalités, villages et autres) sont regroupées dans les SRU de plus grande étendue et plus rurales. Cette agrégation produit des unités spatiales qui représentent de plus près une région fonctionnelle et se situent à un niveau intermédiaire entre la municipalité (SR) et la région (Division du recensement). On trouvera des précisions sur la définition de subdivision de recensement unifiée sur le site web de Statistique Canada à l'adresse : http://geodepot.statcan.ca/Diss/Reference/COGG/Index_f.cfm

4. Deux choses sont à retenir. Premièrement, entre 1996 et 2001, des changements de limites importants ont été apportés aux SRU, particulièrement en Colombie-Britannique et en Ontario. Il en résulte que le nombre de SRU a diminué de 2 607 en 1996 à 2 446 en 2001. Étant donné que la base de données de couplage agriculture-population a utilisé la géographie du Recensement de 2001, certaines SRU définies d'après la géographie de 1996 ont dû être réagrégées au moment de la fusion des deux fichiers. À ce moment-là, l'indicateur retenu a été la moyenne simple. Deuxièmement, il convient de souligner que toutes les variables décalées à référence spatiale sont calculées en fonction des 2 382 SRU (géographie de 1996), pour lesquelles des données communautaires sont disponibles. Cela signifie que les répercussions régionales estimées dans le modèle saisissent bel et bien les conditions socioéconomiques des SRU avoisinantes pour lesquelles aucune population agricole n'est enregistrée (plusieurs de ces SRU sont probablement des SRU urbanisées).

de 250 000 dollars pour l'année du recensement. Ce sous-échantillon correspond à 58 212 exploitants (83 % de l'échantillon total). Les exploitants de grandes fermes sont définis comme ceux dont le revenu agricole brut total est égal ou supérieur à 250 000 dollars pour l'année de recensement; ces données correspondent à 11 585 exploitants, qui représentent 17 % de l'échantillon total.

Pour les individus qui exploitent une ferme de recensement, on suppose que les caractéristiques de l'intéressé lui-même, de la famille, de la ferme et du marché du travail local et régional influent sur la décision d'avoir un emploi hors ferme. Nous utilisons en tout 60 variables pour en mesurer les effets. On trouvera au tableau 3 la description technique des variables utilisées dans le modèle. Dans ce qui suit, nous présentons une description concise de ces variables ainsi qu'une explication raisonnée de leur utilisation et de leur effet prévu.

Selon la théorie du capital humain, la productivité marginale de tout exploitant indépendant s'accroît en fonction de facteurs socioéconomiques comme l'âge (c.-à-d. l'expérience) et le niveau de scolarité (c.-à-d. la capacité d'analyse). Bien que le salaire qu'un exploitant soit susceptible de retirer pour son travail hors ferme et le surplus de revenu du travail sur la ferme devraient s'accroître en fonction du capital humain, des études antérieures ont généralement constaté que l'effet est relativement plus important dans le cas du travail hors ferme. L'âge de l'exploitant est inclus en tant que variable quadratique, étant donné qu'on suppose que l'employabilité relative de l'exploitant s'accroît en fonction de son expérience, mais il existe un point où l'exploitant risque de ne pas pouvoir assumer certaines tâches ni s'adapater à de nouvelles compétences comme le ferait une personne plus jeune. L'âge devrait aussi pouvoir indiquer si le travail hors ferme constitue une étape transitoire dans le cas où la personne qui a un travail hors ferme est plus jeune et où les exploitants à temps plein sont plus âgés.

Si l'exploitant d'une ferme de recensement est une femme, un taux d'activité hors ferme moins élevé pourrait indiquer une discrimination envers les femmes, ce qui pourrait se produire plus souvent sur les marchés du travail des régions rurales (Phimister et coll., 2002). Le niveau de scolarité est mesuré à l'aide de quatre variables nominales représentant le plus haut niveau de scolarité atteint par l'exploitant, la variable de base étant celui d'un exploitant qui n'a pas obtenu son diplôme d'études secondaires. On associe les niveaux de scolarité supérieurs aux niveaux de rémunération supérieurs dans le Canada rural (Vera-Toscano et coll., 2003). Selon les constatations d'autres études, on doit s'attendre à ce que le salaire hors ferme disponible soit plus élevé que le revenu agricole pour les exploitants dont le niveau de scolarité est plus élevé.

Les caractéristiques familiales comprennent la présence de jeunes enfants, la mobilité et le temps consacré aux tâches domestiques. On suppose que le salaire minimum accepté de l'exploitant augmente quand il y a des enfants à la maison, étant donné que la valeur du temps passé à la maison augmente selon le temps qui y est consacré. Cependant, la présence d'enfants peut accroître les besoins financiers de la famille et entraîner ainsi la nécessité d'avoir un revenu supplémentaire, que ce soit d'un travail sur la ferme ou hors ferme. On suppose que les frais engagés dans la recherche d'un emploi et les coûts

d'adaptation en vue d'une relocalisation sont moindres si la famille a déjà déménagé, d'où une plus grande probabilité que l'exploitant ait un travail hors ferme. Les obligations liées aux tâches domestiques peuvent également avoir une incidence sur la décision d'aller travailler à l'extérieur de la ferme. Même s'il n'existe que peu d'indications théoriques quant à l'effet éventuel de ces variables, nous incluons les tâches domestiques, les soins aux enfants et aux aînés en tant que variables de contrôle.
Les caractéristiques de l'exploitation agricole comprennent le type d'exploitation. La main-d'œuvre excédentaire disponible pour un emploi hors ferme diminue en fonction des besoins de main-d'œuvre à la ferme, et ces besoins sont susceptibles d'être plus pressants pour les fermes d'élevage comme les fermes laitières ou porcines, qui exigent des efforts quotidiens, que pour les fermes de cultures, où les besoins de main-d'œuvre sont largement saisonniers. On s'attend à ce que l'exploitation d'une ferme de recensement et le travail hors ferme soient plus fréquents pour les exploitations que l'on peut diriger à temps partiel — comme les élevages de bovins de boucherie ou de chevaux (lesquels, au demeurant, pourraient bien être des animaux familiers plutôt que des bêtes destinées à la vente).

On suppose que l'augmentation du nombre de travailleurs sur la ferme aura pour effet d'accroître la probabilité du travail hors ferme puisque les contraintes liées au besoin de main-d'œuvre sont naturellement atténuées. De même, l'existence de structures d'entreprise alternatives est susceptible d'induire un travail hors ferme. Une société de personnes ou une société constituée pourrait accroître la productivité de la ferme grâce à la spécialisation des tâches et ainsi diminuer la probabilité du travail hors ferme (Rosen, 1978), ou encore, la spécialisation des tâches pourrait délimiter les rôles d'investisseur et d'exploitant, auquel cas le premier pourrait aussi travailler hors ferme.
L'augmentation de la taille de la ferme, mesurée par rapport à la superficie ou à la valeur de l'actif, pourrait accroître la productivité marginale de la main-d'œuvre agricole et, par la suite, réduire la probabilité du travail hors ferme. L'embauche de travailleurs salariés pourrait également augmenter la valeur marginale du travail sur la ferme, ce qui permettrait à l'exploitant de se spécialiser dans des tâches davantage axées sur la gestion. Alors que le travail rémunéré pourrait être un complément du travail effectué sur la ferme par l'exploitant, comme le soutiennent Benjamin et coll. (1996) ainsi que Bollman (1979a), il pourrait aussi le remplacer et permettre à l'exploitant de travailler à un taux de rémunération du marché supérieur à celui accordé aux employés de la ferme.

Les caractéristiques locales et régionales reflètent la vigueur du marché du travail et des facteurs institutionnels qui ont une incidence sur l'offre et la demande d'emploi hors ferme. Nous faisons une distinction entre les répercussions *locales* et *régionales* en utilisant les variables de niveau communautaire et leurs valeurs correspondantes décalées à référence spatiale (on trouvera des précisions dans les parties suivantes sur le calcul des variables décalées à référence spatiale). Par exemple, le taux de chômage dans la collectivité où réside l'exploitant fournit une approximation de la vigueur du marché du travail au niveau local. Bien que la dimension locale soit susceptible d'être essentielle pour déterminer la situation d'emploi des exploitants agricoles, on peut formuler une autre hypothèse voulant que les conditions locales du marché du travail aient une incidence plus importante sur la situation de l'emploi hors ferme. L'inclusion de variables

locales et décalées à référence spatiale (régionales) nous permet d'explorer cette dimension. Le chômage mis à part, on a considéré la croissance totale de l'emploi et l'incidence des secteurs de la fabrication et des services comme une variable explicative pertinente de l'engagement dans un travail hors ferme (Findeis et coll., 1991). Nous utilisons le pourcentage total du taux de changement de l'emploi aux niveaux local et régional entre 1991 et 2001. Les caractéristiques de la demande sur le marché du travail sont définies approximativement par rapport aux parts de l'emploi des secteurs en 2001 aux niveaux local et régional; huit groupes d'activité sont utilisés, soit quatre groupes du secteur de la fabrication et quatre groupes du secteur des services. Si une région offre surtout des emplois mal rémunérés dans le secteur des services, la valeur relative des possibilités de rémunération sur le marché du travail sera moindre, comme le sera la probabilité du travail hors ferme. L'indice de concentration de Herfindahl a également servi à mesurer le degré de spécialisation des tâches dans une localité et une région. Il est prévisible que les économies moins diversifiées offrent moins de possibilités de travailler hors ferme.

Enfin, la taille et la densité du marché du travail peuvent avoir une incidence sur la probabilité de travailler hors ferme. Nous retenons deux mesures de l'urbanisation pour en évaluer les effets potentiels : la distance pour se rendre à un centre urbain dans sa forme linéaire et quadratique ainsi que la densité démographique aux niveaux local et régional. On pourrait s'attendre à ce que les économies d'agglomération dans les collectivités où les coûts du transport pour se rendre au travail sont réduits et qui offrent une plus grande diversité d'emploi accroissent la valeur relative du travail hors ferme dans les zones plus urbanisées (Glaeser et Mare, 2001). En revanche, les régions rurales seraient plus susceptibles d'afficher des coûts de recherche d'emploi plus élevés, davantage d'inadéquation professionnelle et moins de formation (Wheeler, 2001; Findeis et Jensen, 1998). Cependant, dans la documentation qui existe à l'heure actuelle, on indique que les facteurs d'urbanisation ne sont pas toujours des indicateurs clairs quant à la décision de travailler hors ferme (Findeis et coll., 1991), et les recherches sont limitées au contexte canadien.

3.3. Spécification des variables décalées à référence spatiale

Comme nous l'avons mentionné dans la partie précédente, nous retenons deux composantes de l'effet du milieu régional : l'effet *local* et l'effet *régional*. Cette distinction est introduite au moyen de variables des SRU et permet de mesurer l'effet des caractéristiques locales et de leur décalage à référence spatiale correspondant de manière à mesurer l'effet régional. Pour chaque SRU et indicateur d'intérêt, le décalage à référence spatiale est une moyenne pondérée des valeurs des SRU avoisinnantes pour cet indicateur. Le calcul des variables décalées à référence spatiale exige quelques précisions.

En termes généraux, le calcul des variables décalées à référence spatiale se fait en trois étapes. On commence par définir une matrice de pondération spatiale **W** au moyen de quelques critères de proximité entre les unités d'observation (ici, une SRU). Les éléments w_{ij} du carré de la matrice **W** définissent la nature des relations spatiales entre les unités géographiques i et j. La spécification de la matrice de pondération **W** est donc particulièrement pertinente pour l'analyse spatiale, car elle définit la mesure des effets

régionaux. Il existe d'autres méthodes selon lesquelles la matrice peut être définie sans grande orientation théorique soutenant un choix entre celles-ci (Anselin, 1988). De façon générale, alors que le choix gravite autour d'autres définitions de la proximité des limites ou de la distance géographique, la pratique courante consiste à évaluer la robustesse de l'analyse en testant les effets des autres spécifications de la matrice de pondération (Boarnet et coll., 2005). Deuxièmement, on standardise les lignes de la matrice de pondération spatiale; les éléments de chaque ligne sont transposés à l'échelle de la matrice de telle manière que la somme des lignes est égale à 1, ce qui produit un lissage spatial. Enfin, on utilise la matrice **W** pour effectuer le calcul des variables décalées à référence spatiale (*x_lag*) en multipliant le vecteur *(nxn)* de la matrice **W** par le vecteur *(nx1)* de l'indicateur d'intérêt.

Dans le cas qui nous occupe, il semble plus approprié de mesurer la distance entre les unités territoriales que de définir des critères de limites pour définir les relations spatiales. Donc, la procédure utilisée pour le calcul de la matrice est la suivante :

$$\begin{cases} w_{i,j} = 1/d_{i,j}^{\alpha} \quad pour\ i \neq j \text{ et } d_{i,j} \leq D \\ \qquad w_{i,j} = 0 \quad autrement \end{cases}$$

$$w_{i,j}^{s} = w_{i,j} \Big/ \sum_{j} w_{i,j} \qquad (15)$$

$$x_lag_i = \sum_{j} w_{i,j}^{s} \cdot x_j$$

Pour $i \neq j$, l'élément w_{ij} de la matrice de pondération spatiale a une valeur égale à l'inverse de la distance linéaire (d) entre chaque paire de centroïdes géographiques de la SRU, tandis que pour $i=j$ la valeur de l'élément est égale à zéro, ce qui signifie que la diagonale de la matrice a la valeur 0. De cette façon, la valeur de chaque observation (contexte local) n'est pas incluse dans le calcul de la variable décalée à référence spatiale correspondante (contexte régional). Le poids de l'inverse de la distance reproduit un principe du modèle gravitationnel, la distance la plus longue produisant une valeur moindre de la pondération spatiale, w_{ij}, ce qui implique une interaction spatiale plus faible. On peut amplifier ou atténuer l'effet gravitationnel en modifiant le paramètre α, qui a normalement les valeurs de 1, 2 ou 3. Dans la présente analyse, nous utilisons l'inverse du carré de la distance en tant que spécification de base[5]. Il est également de pratique courante de déterminer un seuil de distance au-delà duquel l'interaction spatiale est sensée disparaître. Dans notre analyse, la largeur de bande (D) de l'interaction régionale est égale à 1 000 kilomètre[6].

---

5. Précisons que lorsqu'on utilise $1/(d_{ij})$ et $1/(d_{ij}^3)$ plutôt que $1/(d_{ij}^2)$, les résultats de l'analyse sont virtuellement identiques.
6. Le choix de la largeur de bande est surtout fonction de considérations computationnelles; cette valeur est légèrement supérieure à la distance minimale permettant à chaque observation d'interagir avec au moins l'une des voisines régionales; en d'autres mots, cela permet d'éviter la présence d'une « île » non reliée, ce qui entraînerait une ligne entière de valeurs de 0.

4. Résultats des estimations

Les résultats des estimations de la méthode des probits, pour la totalité de l'échantillon et pour les exploitants de petites et de grandes fermes de recensement, sont présentés ici. Nous commençons par donner une vue d'ensemble des statistiques descriptives des variables utilisées dans le modèle, ce qui nous permet en outre de comparer quelques-unes des statistiques de l'échantillon avec les statistiques nationales du Recensement de l'agriculture. L'examen des résultats du modèle vise essentiellement les statistiques générales du modèle et les tests des coefficients. La valeur numérique des coefficients du modèle d'analyse par la méthode des probits ne fournit qu'une information limitée quant à la relation entre les variables dépendantes et indépendantes en raison de la spécification fonctionnelle et de la non-linéarité du modèle. C'est pourquoi d'autres calculs sont nécessaires si l'on veut mieux comprendre cette relation, question que nous examinerons dans la partie 5.

4.1. Statistiques sommaires

Le tableau 4 présente les statistiques sommaires concernant les variables explicatives de l'emploi hors ferme pour la totalité de l'échantillon; le tableau 5 présente les sous-échantillons des exploitants de petites et de grandes fermes de recensement. Ces statistiques sont celles de l'échantillon non pondéré utilisé dans notre analyse et, par conséquent, doivent être interprétées comme des moyennes nationales[7]. Néanmoins, les statistiques de l'échantillon concordent avec les statistiques nationales, particulièrement en ce qui concerne les attributs des exploitants. Précisons, au bénéfice du lecteur, que les statistiques nationales découlant du Recensement de l'agriculture et de la base de données de couplage agriculture-population sont présentées aux tableaux 1 et 2 pour un ensemble d'indicateurs des exploitants et des fermes comparables à ceux de la présente analyse. L'examen ci-dessous porte sur les statistiques de l'échantillon (tableaux 4 et 5).

Les statistiques de l'échantillon complet et du sous-échantillon permettent de faire d'intéressantes constatations. L'incidence différentielle du travail hors ferme pour les exploitants de petites fermes et de grandes fermes montre que près de la moitié des exploitants de petites fermes de recensement déclarent avoir un emploi hors ferme, comparativement à environ 20 % des exploitants de grandes fermes. Les exploitants d'une ferme de recensement qui travaillent uniquement sur leur ferme tendent à être plus âgés et moins instruits, et ils déclarent des revenus moins élevés (tant les revenus

7. Le Recensement de l'agriculture utilise deux types de poids d'échantillonnage : l'un pour les exploitants au sens du recensement, l'autre pour les fermes au sens du recensement. Toutes les statistiques présentées dans le présent document sont des estimations non pondérées. Notre choix a été motivé par les défis posés par la combinaison de deux poids d'échantillonnage pour différents types de variables. De plus, les estimations d'un sous-échantillon de petites et de grandes fermes de recensement ont rendu moins nécessaire l'adoption de procédures de pondération. Enfin, pour tester la robustesse des résultats, nous avons effectué des estimations pondérées selon deux poids d'échantillonnage; les résultats sont largement identiques par rapport à la régression non pondérée. Ces résultats sont disponibles auprès des auteurs, sur demande.

agricoles que ceux d'un travail hors ferme) que ceux qui conjuguent travail sur la ferme et travail hors ferme. Ces différences valent autant pour les exploitants de petites que de grandes fermes de recensement, bien qu'elles soient généralement plus accentuées chez les premiers (qui ont, par exemple, 55 ans plutôt que 46 ans et dont 48 % plutôt que 27 % n'ont pas de diplôme d'études secondaires). On observe en outre des différences marquées quant aux caractéristiques familiales. Les exploitants qui ont un emploi hors ferme sont plus susceptibles d'avoir de jeunes enfants (39 % comparativement à 27 % pour l'ensemble de l'échantillon), et ils sont plus nombreux à avoir changé de résidence au cours des cinq années précédentes.

Comme on pouvait s'y attendre, les exploitants qui n'avaient pas d'emploi hors ferme sont plus susceptibles de diriger une ferme laitière de recensement qu'une exploitation d'élevage ou de grandes cultures. Les exploitants un tant soit peu engagés dans un travail hors ferme sont plus susceptibles que les autres de fonctionner dans le cadre d'une société de personnes. La taille de la ferme est approximativement deux fois plus grande dans le cas où l'exploitant ne travaille pas à l'extérieur de la ferme. Le nombre de travailleurs salariés est également notablement plus élevé dans le cas des fermes où l'exploitant y travaille lui-même à temps plein.

Les différentes moyennes entre les caractéristiques locales et régionales sur le marché du travail quant aux catégories d'emploi semblent généralement minimes. La différence moyenne quant à l'emploi dans une localité ne semble pas toujours être liée à un statut d'emploi hors ferme. Au contraire, tant les exploitants de petites fermes que ceux de grandes fermes de recensement qui ont un emploi hors ferme résident en moyenne plus loin des zones urbaines, dans une localité de faible densité démographique, comparativement aux exploitants qui ne travaillent pas à l'extérieur de la ferme.

4.2. Estimations par la méthode des probits

Les coefficients estimés du modèle probit de la totalité de l'échantillon des petites et des grandes fermes figurent respectivement aux tableaux 6, 7 et 8. Chaque tableau présente les coefficients estimés et leurs effets marginaux connexes. Ces coefficients sont fournis pour assurer l'intégrité de l'information, mais, comme nous l'avons mentionné plus haut, l'effet des changements des variables sur la probabilité du travail hors ferme sera examiné en détail dans la partie suivante. Selon les constatations de Long et Freese (2001) quant aux erreurs possibles de spécification du modèle binaire, par exemple le choix de la distribution fonctionnelle des termes d'erreur, nous utilisons les écarts-types de White, tenus pour fournir une inférence robuste quand les hypothèses du modèle sont contredites par l'observation.

Les statistiques globales du modèle se trouvent au bas de chaque tableau. Le modèle d'échantillon complet est raisonnablement bien adapté aux données, comme l'indiquent les valeurs pseudo-R^2 comprises entre 0,19 (indice du rapport des vraisemblances) et 0,38 (R^2 de McKelvey et Zavoina); la plupart des variables explicatives sont tout autant statistiquement significatives qu'elles donnent des signes de cohérence par rapport à la théorie. Par ailleurs, le modèle d'échantillon complet prédit que 41 % des exploitants

auront un emploi hors ferme, comparativement aux 44 % observés. Cependant, les écarts du modèle quant aux exploitants de petites ou de grandes fermes de recensement sont importants, tant en ce qui concerne les statistiques du modèle que les variables explicatives simples.

Trois résultats majeurs émergent des estimations alternatives. D'abord, les caractéristiques à forte intensité de capital humain et, plus précisément, le niveau de scolarité, sont toujours liées à une plus grande probabilité qu'un exploitant ait un emploi hors ferme. Ensuite, en ce qui concerne les exploitants de petites et de grandes fermes, l'incidence de la taille de la ferme obéit à un modèle semblable, c'est-à-dire qu'il existe une relation inverse significative entre la taille de la ferme et l'emploi hors ferme (bien que les variations par rapport à la taille de la ferme soient moins pertinentes pour le sous-échantillon de fermes observées, celles-ci étant relativement de grande taille). Enfin, les caractéristiques familiales et régionales semblent plus déterminantes quant au choix de travailler à la fois sur la ferme et à l'extérieur de la ferme dans le cas des fermes de petite taille que dans celui des fermes plus grandes. Nous nous intéressons de plus près à ces résultats dans la suite de la présente partie de notre rapport.

Caractéristiques individuelles. Les variables du capital humain et du niveau de scolarité, plus particulièrement, ont l'incidence attendue sur l'emploi hors ferme. Toutes les estimations indiquent un coefficient linéaire positif pour l'âge, alors que le terme quadratique est négatif. Pourtant, les coefficients d'âge ne sont pas statistiquement significatifs pour les exploitants de grandes fermes de recensement. Ces résultats indiquent que l'emploi hors ferme n'est pas une étape de transition pour un jeune agriculteur en voie d'établir une exploitation agricole à temps plein mais qu'il s'agit plutôt d'une situation permanente pour l'un ou l'autre mode de vie ou pour des raisons financières. Le fait que le coefficient d'âge ne soit significatif que pour les exploitants de petites fermes de recensement pourrait laisser croire qu'à un moment donné dans le temps (2001), les exploitants plus âgés étaient plus susceptibles d'avoir acheté une ferme d'agrément tout en combinant le travail sur cette ferme à un travail hors ferme. Le niveau de scolarité a une incidence positive importante sur le travail hors ferme et met en lumière l'importance du capital humain dans toute prédiction du travail hors ferme, indépendamment de la taille de la ferme.

Caractéristiques familiales. Certaines variables représentant les caractéristiques familiales sont statistiquement significatives seulement pour les exploitants de petites fermes de recensement qui travaillent hors ferme, alors qu'aucune des caractéristiques familiales n'a la moindre incidence à cet égard pour les exploitants d'une grande ferme de recensement. Curieusement, la présence d'enfants de moins de 15 ans n'a pas d'incidence significative sur les décisions de travailler à l'extérieur de la ferme dans les estimations du sous-échantillon, bien qu'elle ait une incidence négative et significative sur le modèle d'échantillon complet. Dans le même ordre d'idées, les soins non rémunérés aux enfants n'ont aucune incidence significative dans aucun des modèles estimés. Par contre, les soins non rémunérés aux aînés et les tâches domestiques diminuent la probabilité de travailler hors ferme. Le modèle d'échantillon complet permet de croire que les exploitants qui ont déménagé récemment sont plus susceptibles d'avoir

un emploi à l'extérieur de la ferme, mais le caractère significatif de cette variable s'évanouit dans les estimations du sous-échantillon.

Caractéristiques de la ferme de recensement. L'incidence des caractéristiques de la ferme de recensement est la même dans les trois estimations. Les exploitants d'une ferme laitière sont moins susceptibles d'avoir un emploi hors ferme que ceux de tout autre type d'exploitation, ce qui s'explique par les exigences quotidiennes plus lourdes que suppose l'exploitation d'une ferme laitière, comparativement aux autres fermes. L'incidence de l'emploi hors ferme augmente aussi en fonction du nombre d'exploitants présents sur une ferme donnée. Plus la ferme compte d'exploitants (c.-à-d. de décideurs), plus l'exploitant « observé » a la possibilité d'affecter l'excédent de la main-d'œuvre à un travail hors ferme. Toutefois, il semble que la complexité croissante de la structure juridique ait pour effet d'augmenter la valeur du travail effectué sur la ferme par l'exploitant lui-même et de réduire la probabilité que celui-ci travaille à l'extérieur, comparativement aux fermes individuelles; cela est particulièrement évident dans le cas des exploitations constituées en société. L'augmentation de la taille de l'exploitation, tant en ce qui concerne la superficie que le capital investi et le chiffre d'affaires, a pour effet de réduire de façon significative la probabilité du travail hors ferme, car l'effet des trois variables n'est pas linéaire : passé un certain seuil, la probabilité du travail hors ferme augmente à nouveau. Ces résultats semblent concorder avec l'effet de la main-d'œuvre salariée. Le travail des employés salariés complète le temps consacré à la ferme par l'exploitant sans toutefois le remplacer. L'aide fournie par les salariés aurait donc pour effet de permettre à l'exploitant de se spécialiser et d'apprécier la valeur de son travail sur la ferme, par rapport à un emploi à l'extérieur. Les résultats de l'équation quadratique indiquent qu'au-delà d'un seuil donné, le travail accompli par la main-d'œuvre salariée aurait vraiment pour conséquence de se substituer au propre travail de l'exploitant. Cependant, la nature de cette relation non linéaire sera examinée de plus près quand nous présenterons l'effet des changements de la variable discrète sur la probabilité du travail hors ferme (partie 5.1).

Caractéristiques locales et régionales. L'effet des variables locales et régionales montre la pertinence du contexte territorial quant aux résultats professionnels déterminants des exploitants d'une ferme de recensement. Les résultats indiquent clairement que les contextes locaux et régionaux sont plus importants pour l'observation de la combinaison d'un travail hors ferme avec l'exploitation d'une petite ferme, comparativement à la combinaison d'un travail hors ferme avec l'exploitation d'une grande ferme. Dans l'ensemble, les indicateurs de la vigueur des marchés du travail locaux et régionaux (croissance de l'emploi, taux de chômage et diversification économique) produisent les effets prévus, bien qu'ils ne soient pas toujours statistiquement significatifs. L'évolution de l'emploi sur le plan du marché local entre 1991 et 2001 exerce de façon constante un effet positif important sur la probabilité du travail hors ferme des exploitants, tandis qu'une économie régionale plus diversifiée (c.-à-d. moins spécialisée) et un taux de chômage inférieur accroissent la probabilité du travail hors ferme pour les exploitants de petites fermes. En ce qui concerne les exploitants de grandes fermes, le taux de chômage indique un résultat plus ambigu : tandis que les taux élevés de chômage local ont un effet négatif sur l'emploi hors ferme, les taux élevés de chômage régional indiquent une plus

grande probabilité d'emploi hors ferme. Bien que l'interprétation de ce résultat présente quelque difficulté, on peut présumer que le chômage régional subit l'effet des collectivités voisines, plus urbanisées, affichant des concentrations relativement élevées de chômage.

La structure de l'emploi au sein de la collectivité et de la région de résidence de l'exploitant a un effet contrasté sur la probabilité de l'emploi hors ferme et, en général, cet effet n'est évident que pour les exploitants de petites fermes. Dans le secteur de la fabrication, on observe des effets significatifs et positifs sur l'emploi local dans les entreprises à forte intensité de main-d'œuvre et à fortes économies d'échelle. Cependant, cette observation semble contredite par les effets négatifs et significatifs de l'emploi régional dans les entreprises productrices de biens différenciés ou à forte intensité de recherche. En ce qui concerne le secteur des services, on observe des effets significatifs et positifs sur l'emploi local dans les services aux consommateurs et sur l'emploi régional dans les services aux entreprises, mais la forte intensité d'emploi régional dans les services aux consommateurs et aux distributeurs a un effet négatif sur la probabilité d'emploi hors ferme. Dans la partie inférieure des tableaux 6, 7 et 8, nous présentons les résultats des tests d'hypothèses alternatives sur les coefficients locaux et régionaux; un test de Wald a été utilisé dans chaque cas. Les résultats montrent que, pour ce qui est des exploitants d'une grande ferme de recensement (tableau 8), l'hypothèse nulle voulant que les coefficients régionaux soient simultanément égaux à zéro ne peut pas être rejetée aux niveaux de signification, ce qui confirme que ces variables sont moins pertinentes en ce qui concerne les exploitants d'une grande ferme de recensement.

Urbanisation. Le degré d'urbanisation, mesuré par la distance entre la ferme et un noyau urbain ainsi que par la densité de la population, semble compléter les résultats tout en donnant un aperçu de la structure locale et régionale de l'emploi. Les résultats produits par les variables d'urbanisation sont relativement constants pour ce qui est des directions de l'effet pour les exploitants de petites ou de grandes fermes de recensement, bien qu'il soit évident qu'ils ne sont statistiquement significatifs que pour les premiers. D'autre part, ces résultats semblent contredire certaines hypothèses. En ce qui concerne les exploitants de petites fermes de recensement, une forte densité de population dans la région de résidence correspond à une probabilité plus faible de travail hors ferme. Cette constatation est renforcée par les résultats de la distance par rapport aux centres urbains : contrairement à ce qu'on aurait pu présumer des couplages rural-urbain, compte tenu des autres facteurs, la probabilité du travail hors ferme est plus élevée pour les exploitants qui résident loin des centres urbains (c.-à-d. une RMR ou une AR).

5. Effet des covariables sur la probabilité du travail hors ferme

Les modèles probits impliquent une relation fonctionnelle non linéaire entre les variables explicatives et les variables dépendantes dichotomiques, que l'on définit par la fonction de distribution cumulative $\Phi(.)$. En réalité, étant donné que le modèle estime la probabilité conditionnelle $Pr(y|x)$ d'emploi hors ferme, la non-linéarité est une propriété souhaitable. Par exemple, si nous supposons que la taille de la ferme a un effet négatif sur la probabilité que l'exploitant travaille à l'extérieur de la ferme, il est plausible de

s'attendre à ce que, pour les très petites fermes (impliquant une *Pr(y=1)* se rapprochant de 1), une acre de plus ne changerait pas grand-chose au signe de la variable *W** ni à l'attitude des exploitants face au travail hors ferme. Dans une gamme intermédiaire de taille de la ferme, il est plausible de s'attendre à ce qu'une acre de plus ait une incidence plus importante sur la probabilité du travail hors ferme, tandis que, ici encore, pour l'exploitant d'une grande ferme, pour laquelle la *Pr(y=1)* se rapproche de 0, une acre de plus ne pourrait pas réduire davantage la probabiblité de travail hors ferme. Cette relation est bien exprimée par le profil caractéristique en forme de "S" de la fonction normale de distribution cumulative.

Une telle spécification pose cependant de très nombreux défis. Outre le fait que les coefficients n'ont pas de signification fondamentale directement interprétable, l'importance de la variation de la probabilité prévue rattachée à un changement donné de l'une des variables explicatives dépend des valeurs de toutes les variables explicatives et doit être estimée selon une valeur donnée de **x**. Aucune approche unique ne permet de résumer la complexité de ces relations (Long et Freese, 2001). Nous utilisons ici une combinaison de méthodes classiques et de méthodes plus originales pour expliquer en détail comment les variations des variables explicatives peuvent influer sur la probabilité du travail hors ferme.

Par convention, les effets marginaux servent à indiquer la relation entre les variables explicatives simples et la probabilité d'un résultat donné. Pour les variables continues, l'effet marginal (m) de la variable explicative k représente le changement de probabilité résultant d'un taux de changement infinitésimal de x_k, soit la pente de la fonction de prédiction. Cette valeur peut être dérivée par l'équation (10) et est égale à ce qui suit :

$$m_k = \frac{\partial \Pr(y=1 \mid \mathbf{x})}{\partial x_k} = \frac{\partial \Phi(\mathbf{x}\beta)}{\partial x_k}\beta_k = \phi(\mathbf{x}\beta)\beta_k \qquad (16)$$

où $\phi(.)$ représente la densité de probabilité normale et le reste est tel que défini précédemment. L'équation (16) montre clairement que, contrairement à l'équation de régression normale, laquelle a des effets marginaux constants égaux aux coefficients de régression, les effets marginaux d'un modèle selon la méthode des probits sont non linéaires et dépendent du niveau de toutes les variables explicatives, **x**, par rapport auxquelles ils sont définis. En pratique, on évalue normalement les effets marginaux en retenant les autres variables à leurs valeurs moyennes. C'est la méthode que nous avons utilisée pour les valeurs présentées aux tableaux 6, 7 et 8.

En raison de cette non-linéarité, l'effet marginal n'est pas toujours le meilleur indicateur de la variation de la probabilité découlant des variations véritablement significatives des variables explicatives. Dans bien des cas, la variation marginale, m_k, est nettement différente du changement de probabilité qui résulterait d'une légère variation discrète de x_k[8]. C'est pourquoi nous accordons une plus grande attention à l'effet des variations

8. En fait, étant donné que m_k est la pente de la courbe de probabilité, sa valeur est supérieure à 1. Bien que ces valeurs soient correctes pour les fins du calcul, elles n'offrent aucune interprétation significative du point de vue probabiliste.

discrètes des variables indépendantes. Nous avons calculé la probabilité correspondant aux valeurs précises des variables explicatives, puis la différence entre les probabilités prédites pour ces « cas types ». Ainsi, pour une variation discrète de x_k, la variation de la probabilité correspondante est donnée par ce qui suit :

$$\frac{\Delta \Pr(y=1 \mid \mathbf{x})}{\Delta x_k} = \Pr(y=1 \mid \mathbf{x}, x_k + \delta) - \Pr(y=1 \mid \mathbf{x}, x_k) \qquad (17)$$

où δ représente la variation discrète de x_k et le reste tel que défini précédemment. Le calcul est fait en retenant les variables explicatives à leurs moyennes de l'échantillon[9].

Utilisant cette approche, nous estimons la probabilité du travail hors ferme aux valeurs minimales (x_{min}) et maximales (x_{max}) pour chaque variable explicative, et la variation de la probabilité correspondante entre ces deux valeurs[10]. Pour des variables continues, nous avons aussi calculé la variation de la probabilité correspondante à un seul changement d'écart-type (sd) de la variable explicative centré autour de sa moyenne (μ). Donc, nous évaluons la probabilité aux valeurs de $x=\mu-(\alpha \cdot sd)$ et $x=\mu+(\lambda \cdot sd)$, où α , $\lambda > 0$ et $\alpha + \lambda = 1$. Pour les variables distribuées à peu près normalement, nous donnons à α et λ une valeur égale à 0,5, donc $x=\mu+/-(1/2 \cdot sd)$. Pour les variables à distribution asymétrique, nous utilisons la valeur $\alpha=0,1$ et $\lambda=0,9$, ce qui évite de calculer la probabilité correspondant à une valeur négative de x[11].

Ces calculs sont complétés par une analyse graphique, qui est particulièrement révélatrice pour ce qui est des variables continues qui comprennent un terme quadratique. Nous avons représenté graphiquement la probabilité prédite de travail hors ferme pour des intervalles de valeurs plausibles de variables explicatives données, ainsi que les hypothèses alternatives des valeurs d'autres variables indépendantes. Les intervalles de confiance de 95 % sont également présentés dans les graphiques : ils apportent des précisions quant à la fiabilité des valeurs estimatives à des points donnés, particulièrement pour des valeurs extrêmes des variables explicatives.

Enfin, nous effectuons des simulations au moyen de microdonnées et une représentation cartographique des résultats au niveau des secteurs de pondération agricoles[12]. Alors que les calculs précédents estimaient la probabilité des variations pour l'exploitant moyen (c.-

9. Il convient de souligner qu'un traitement spécial est nécessaire à l'estimation du changement de probabilité prédit lorsque la variable explicative comporte un terme quadratique, comme dans le cas de l'âge et du carré de l'âge. Le calcul doit alors comprendre le changement des termes linéaires et des termes quadratiques, et c'est cette procédure que nous avons suivie dans notre analyse.
10. Pour les variables nominales, $x_{min}=0$ et $x_{max}=1$, la variation de la probabilité de la valeur minimale à maximale correspond au passage de l'absence à la présence de l'attribut représenté par la variable nominale.
11. Les variables pour lesquelles nous utilisons $\alpha=0,1$ et $\lambda=0,9$ sont les suivantes : superficie, capital, ventes et travailleurs embauchés.
12. Les secteurs de pondération agricole (ZPA) sont des regroupements de SRU ou de divisions de recensement qui servent à des fins d'échantillonnage et de déclaration de données du Recensement de l'agriculture. En 2001, on comptait 212 secteurs de pondération. Pour des précisions, voir Fontaine (1998).

à-d. en retenant toutes les variables explicatives qui n'étaient pas sujettes à une variation des moyennes de leur échantillon), ces microdonnées simulées tiennent comptent de la diversité régionale des conditions agricoles et économiques. Les cartes montrent le degré de variation dans l'espace qui pourrait découler d'un changement de politique relativement à la probabilité du travail hors ferme. Pour cette partie de l'analyse, nous utilisons seulement le résultat du modèle d'échantillon complet. Donc, les variations de la probabilité sont calculées de manière analogue à la variation présentée dans l'équation (17), mais, pour mettre l'accent sur les calculs de niveau individuel, cette équation peut être reformulée comme suit :

$$\Delta P_i \equiv \Pr(y_i = 1 \mid \mathbf{x}_i, \Delta x_i^k, \hat{\beta}) - \Pr(y_i = 1 \mid \mathbf{x}_i, \hat{\beta}) = \Phi(\mathbf{x}_i \hat{\beta} + \Delta x_i^k \hat{\beta}^k) - \Phi(\mathbf{x}_i \hat{\beta}) \qquad (18)$$

où ΔP_i représente la variation de la probabilité pour l'exploitation i^{th} en raison d'un changement (Δx) de la variable explicative k^{th}, toutes les autres variables ($\mathbf{x}_i$) étant retenues à la valeur originale observée pour cet exploitant.

Nous présentons les résultats de deux simulations. Rappelons toutefois que même si l'ampleur des variations est plausible, le choix de la variation découle dans une certaine mesure d'une décision arbitraire, car les simulations présentées ici servent avant tout à des fins d'exploration et de démonstration. La première simulation vise à explorer les effets d'une accélération de la dynamique du marché du travail sur l'emploi à l'extérieur de la ferme. Nous supposons une accélération uniforme de trois points de pourcentage de la croissance de l'emploi *local* et *régional* (1991 à 2001), et un recul uniforme de deux points de pourcentage du taux de chômage *local* et *régional.* Il convient cependant de souligner que l'inclusion de variables explicatives locales et régionales permettrait des simulations plus complexes qui tiendraient compte des interactions régionales[13]. La seconde simulation vise à explorer les effets de l'accroissement de la taille des fermes sur l'emploi à l'extérieur de la ferme. Nous supposons dans ce cas une croissance uniforme du capital d'exploitation agricole et des ventes de produits agricoles à 10 % de leur valeur originale pour toutes les fermes de recensement du pays[14]. Dans les deux cas, nous calculons les probabilités prédites de l'emploi hors ferme après avoir soumis le modèle à un choc et nous les comparons aux probabilités prédites résultant des données originales (scénario de base). Nous faisons ensuite la moyenne des changements de probabilité

13. Pour cette simulation, nous supposons un changement uniforme pour toutes les SRU, la variation des indicateurs locaux et régionaux étant donc du même ordre de grandeur en raison de la méthode de calcul des indicateurs régionaux (voir la section 3.3). Par exemple, une collectivité où les valeurs originales de l'emploi local changent de 20 % et celles de l'emploi régional varient de 10 %, les valeurs de simulation seraient de (20+3) = 23 % et (10+3) = 13 % respectivement pour les indicateurs locaux et régionaux. Des calculs semblables s'appliqueraient aux taux de chômage. La spécification du modèle permettrait de modifier un indicateur local seulement pour un groupe de SRU (par exemple, des SRU urbaines). Le cas échéant, la modification de l'indicateur régional correspondant ne serait pas uniforme et le résultat de la simulation permettrait d'évaluer les répercussions, par exemple, des variations urbaines sur les collectivités rurales par l'effet des variations régionales.

14. Par exemple, si la valeur originale du capital d'exploitation agricole était de 0,500 million de dollars, la valeur de simulation était de (0,500*1,1) = 0,550 million de dollars, et le carré du terme correspondant a été corrigé en conséquence. De même, si la valeur originale des ventes était de 230 mille dollars, la valeur de simulation était de (230*1,1) = 253 mille dollars, et le carré du terme correspondant a été corrigé en conséquence.

individuels pour le secteur de pondération agricole et procédons à leur représentation cartographique.

Dans les deux parties qui suivent, nous présentons les résultats des changements discrets des variables explicatives, calculés selon les diverses techniques exposées plus haut.

5.1. Variations discrètes de diverses variables — résultats

Les tableaux 9, 10 et 11 montrent le niveau et l'évolution des probabilités prédites correspondant à diverses valeurs des variables explicatives de l'échantillon complet pour les petites et les grandes fermes, respectivement. Les chiffres en gras correspondent aux coefficients qui sont statistiquement significatifs au niveau de 10 % ou plus. C'est à ces chiffres-là que nous nous intéressons ici, plus particulièrement en ce qui concerne les differences entre les exploitants de petites et de grandes fermes de recensement. Les figures 1 à 6 présentent l'analyse graphique de diverses variables. Les résultats affichés ci-dessous correspondent aux constatations de l'examen des coefficients estimés. Ces résultats sont directement interprétables quant aux variations de la probabilité pour les variations véritablement significatives des variables explicatives et nous permettent de comprendre l'effet de variations complexes et interreliées des variables explicatives.

Effet des caractéristiques individuelles sur la probabilité du travail hors ferme. L'âge, le sexe et le niveau de scolarité ont un effet important sur la probabilité du travail hors ferme, particulièrement pour l'exploitant d'une petite ferme de recensement. Comparativement à l'*exploitant moyen*[15], pour lequel la *probalité prédite* du travail hors ferme est de 0,41, les plus jeunes exploitants sont environ 2 % plus susceptibles d'avoir un emploi hors ferme (Pr=0,43). La relation entre l'âge et le travail hors ferme n'est cependant pas linéaire, comme l'indique la figure 1. Si les autres variables sont maintenues à la valeur moyenne, cette probabilité atteint un sommet vers l'âge de 35 ans (Pr= 0,59) et diminue rapidement après 50 ans pour frôler la valeur de 0 chez la plupart des exploitants les plus âgés de l'échantillon. En ce qui concerne l'*exploitant moyen*, un changement de 13 ans (un écart-type) par rapport à la tranche d'âge de 43 à 56 ans correspond à un fléchissement de la probabilité du travail hors ferme de 18 %. On observe des effets semblables pour les exploitants de petites fermes, mais l'âge ne constitue pas une variable significative pour les exploitants de grandes fermes de recensement.

Compativement à l'*exploitant moyen de sexe masculin*, l'*exploitant moyen de sexe féminin* est 6 % plus susceptible de travailler hors ferme, bien que le signe de la différence sexuelle ne soit pas le même pour les exploitants de petites ou de grandes fermes de recensement. La probabilité qu'un *exploitant moyen de sexe féminin d'une petite ferme de recensement* travaille hors ferme est d'environ 10 % moins élevée que celle de son homologue de sexe masculin. En revanche, la probabilité qu'un *exploitant*

15. Dans la suite de notre document nous utiliserons l'expression « exploitant moyen » d'une ferme de recensement pour indiquer les résultats du modèle d'échantillon complet qui correspondent aux valeurs moyennes de toutes les variables explicatives du modèle.

moyen de sexe féminin d'une grande ferme de recensement travaille hors ferme est près de 7 % plus élevée que celle d'un exploitant masculin d'une grande ferme.

La probabilité que l'exploitant d'une ferme de recensement travaille hors ferme est particulièrement élevée si celui-ci possède un grade universitaire. Comparativement à l'exploitant moyen d'une ferme de recensement, la probabilité que l'*exploitation moyen ayant un grade universitaire* travaille hors ferme est de près de 20 % plus élevée (Pr=0,60). Pour les exploitants de grandes fermes, cet écart de probabilité se réduit à environ 9 %. Toutefois, peu importe que l'on utilise un modèle d'échantillon complet ou un sous-échantillon, plus le niveau de scolarité est élevé, plus la probabilité que l'exploitant travaille hors ferme est élevée. En outre, l'effet du niveau de scolarité augmente selon que l'exploitant possède un diplôme d'études secondaires, un certificat ou un grade universitaires.

Les panneaux A et B de la figure 1 montrent, pour les exploitants de petites fermes de recensement, la probabilité prédite d'un travail hors ferme, compte tenu des différentes combinaisons de variables liées au sexe, au niveau de scolarité et à l'âge, ainsi que d'autres variables maintenues à leur valeur moyenne. Par exemple, une femme de 25 ans n'ayant aucun diplôme d'études secondaires a 48 % de chance d'occuper un emploi à l'extérieur de la ferme (panneau A), comparativement à 58 % pour un homme du même âge ayant le même niveau de scolarité (panneau A) et à 78 % pour un homme du même âge ayant un grade universitaire (panneau B).

Effet des caractéristiques familiales sur la probabilité du travail hors ferme. Les caractéristiques familiales n'ont d'effets significatifs que pour les exploitants de petites fermes de recensement, et ce, pour le modèle d'échantillon complet, qui se compose essentiellement d'exploitants de petites fermes. En particulier, comparativement à l'*exploitant moyen*, les nouveaux arrivants dans une collectivité sont environ 4 % plus susceptibles de travailler hors ferme, mais cet effet s'évanouit dans les valeurs estimatives du sous-échantillon. Le déménagement peut avoir été provoqué par la nécessité de travailler à l'extérieur de la ferme, mais il peut aussi indiquer des coûts d'adaptation moins élevés comparativement à ceux qu'il aurait fallu engager pour ne pas déménager. Pour l'*exploitant moyen d'une petite ferme de recensement* qui déclare à la fois effectuer des tâches domestiques et dispenser des soins non rémunérés aux aînés, la probabilité du travail hors ferme est d'environ 7 % moins élevée qu'un exploitant ayant des caractéristiques semblables qui ne déclare pas de tâches domestiques non rémunérées.

Les panneaux C et D (figure 1) montrent la probabilité du travail hors ferme pour les exploitants de petites fermes de recensement et différentes combinaisons de variables liées à l'âge, au sexe, au niveau de scolarité et aux tâches domestiques. En particulier, la femme du panneau C et l'homme du panneau D représentent les limites inférieures et supérieures de la probabilité prédite relativement à diverses combinaisons des caractéristiques individuelles et familiales. Les *exploitants de sexe féminin de petites fermes de recensement qui déclarent des tâches domestiques et qui n'ont pas de diplôme d'études secondaires* ont moins de 50 % de chance d'être engagés dans un travail à l'extérieur de la ferme, indépendamment de leur cohorte d'âge (panneau C). Cela pourrait

s'expliquer soit par le fait que les responsabilités accrues du ménage limitent le temps à consacrer à un travail hors ferme, soit par la discrimination sexuelle d'employeurs éventuels. Ce résultat est à l'opposé de ceux des *exploitants de sexe masculin de petites fermes de recensement possédant un grade universitaire et n'ayant aucune responsabilité mesurable quant aux tâches domestiques*, qui affichent une probabilité supérieure à 70 % de travailler à l'extérieur de la ferme, et ce, pour toutes les cohortes d'âge de 20 à 50 ans (panneau D). Il convient en outre de souligner que les écarts entre les sexes tendent à s'atténuer pour les cohortes plus âgées si le niveau de scolarité est inférieur (panneau C), mais sont visiblement plus constantes entre les cohortes d'âge quand le niveau de scolarité est élevé (panneau D).

Effet des caractéristiques de la ferme de recensement sur la probabilité du travail hors ferme. Tel que mentionné plus haut, l'importance et la direction de l'effet de ces variables sont remarquablement constantes dans le schéma d'échantillonnage, bien que l'ampleur des variations soit dans une certaine mesure différente. L'*exploitant moyen d'une ferme de recensement comptant plus d'un exploitant* est de 3 % à 4 % plus susceptible de travailler hors ferme que son homologue qui est le seul exploitant de la ferme. Ces chiffres sont de 6 % à 8 % pour les *exploitants moyens d'une petite ferme de recensement*. La structure juridique a également une incidence sur la probabilité du travail hors ferme : tant les *exploitants moyens de petites et de grandes fermes constituées en société* sont environ 3 % moins susceptibles de travailler hors ferme, comparativement à leurs homologues dont la ferme est une société de personnes ou une ferme individuelle.

Cependant, c'est dans les différents types de ferme que l'on observe les variations de probabilité les plus importantes relativement au travail hors ferme. Pour un *exploitant moyen d'une petite ferme de recensement qui n'est pas une ferme laitière*, la probabilité d'un emploi hors ferme augmente de 23 % (culture de légumes) à 37 % (culture de céréales et d'oléagineux). Comparativement à un exploitant semblable qui dirige une ferme laitière, la variation de la probabilité en ce qui concerne une grande ferme se situe entre 10 % (culture de légumes) et 25 % (volailles et œufs), mais elle demeure significative et positive pour tous les types de ferme, comparativement aux fermes laitières. Ces différences sont évidentes dans la figure 2, où sont combinées les caractéristiques et la taille des fermes. Le fait d'exploiter une ferme laitière a un effet frappant sur la probabilité du travail hors ferme, les exploitants de ce type de ferme étant universellement moins susceptibles de chercher du travail à l'extérieur.

L'effet des variations discrètes quant à la taille de la ferme est aussi révélateur (tableaux 9 à 11 et figure 2). Les variations entre les valeurs minimales et maximales ont généralement une incidence marquée sur la probabilité du travail hors ferme, mais pour les variations d'un écart-type, l'effet est généralement plus limité. Rappelons que les ventes totales ont été un critère de classification pour la répartition de l'échantillon en petites et grandes fermes. Comme il fallait s'y attendre, l'ampleur de la variation de la probabilité n'est pas la même entre les valeurs estimatives, l'effet de ces indicateurs étant généralement plus marqué pour les exploitants de petites fermes de recensement.

Pour l'*exploitant moyen d'une petite ferme de recensement*, les ventes totales semblent être un facteur critique de la décision de travailler hors ferme. Quand les ventes augmentent, la probabilité du travail hors ferme diminue de façon appréciable. L'*exploitant moyen d'une petite ferme de recensement* dont les ventes brutes s'élèvent à 59 000 dollars a 47 % de chance d'occuper un emploi à l'extérieur de la ferme, alors qu'un exploitant dont les caractéristiques sont comparables et dont les ventes brutes s'élèvent à 250 000 dollars a 26 % de chance de travailler à l'extérieur, soit un écart de probabilité de 21 %. En ce qui concerne les exploitants de petites et de grandes fermes de recensement, la variation d'un écart-type quant à la taille du capital (0,912 million et 5,207 millions de dollars, respectivement) autour de la valeur moyenne (0,588 million et 2,747 millions de dollars, respectivement) correspond à un recul d'environ 2 % de probabilité du travail hors ferme. Le même genre de variation touche la main-d'œuvre salariée, qui affiche un recul d'environ 1 % de probabilité du travail hors ferme (tableaux 10 et 11).

La figure 2 montre les tracés de la probabilité prédite pour les intervalles plausibles de capital d'exploitation agricole, les différents types de ferme (laitières et autres types de ferme) et le nombre d'exploitants (un et trois). Parallèlement aux valeurs estimatives de la probabilité pour une valeur minimale et maximale de x (tableaux 10 et 11), ces chiffres montrent que le termes quadratiques des indicateurs de la taille de la ferme n'ont un effet appréciable que pour les valeurs extrêmes de la taille de la ferme (et pour des gammes très étendues d'intervalles de confiance). Autrement dit, les courbes sont en baisse à un taux régressif, mais n'effectuent pas de « demi-tour » pour l'intervalle type de la taille des fermes, ce qui indique qu'il y a lieu d'interpréter l'effet des termes quadratiques avec prudence.

Effet des caractéristiques locales et régionales sur la probabilité du travail hors ferme. Comme on l'avait prévu lors de l'examen des coefficients, les caractéristiques locales et régionales sont plus pertinentes quand on les applique aux exploitants de petites fermes de recensement. Les effets marginaux de ces variables de l'emploi sont souvent importants, comme le montrent les tableaux 6, 7 et 8. Cependant, l'effet des variations des valeurs discontinues est considérablement plus contenu, ce qui confirme que, pour les variables continues, les effets marginaux ne fournissent pas toujours la meilleure indication des variations de la probabilité qui découlent des variations des covariables. En outre, l'analyse des variations de la probabilité pour les « cas types », qui combinent les valeurs spécifiques des variables explicatives, ajoute une information appréciable à l'analyse des coefficients simples.

Les exploitants qui vivent au sein de collectivités où la croissance du taux d'emploi a été rapide sont plus susceptibles de travailler à l'extérieur de leur ferme. L'*exploitant moyen d'une petite ferme de recensement* qui réside dans une collectivité ayant la plus faible dynamique d'emploi est 6 % moins susceptible d'avoir un emploi hors ferme, comparativement à un exploitant semblable qui réside dans une collectivité où la dynamique d'emploi est meilleure. L'écart de probabilité entre une localité où l'on enregistre un taux de variation de l'emploi de -8 % et une autre où ce taux est de 24 % (variation d'un écart-type) est de moins de 1 % (tableau 10). L'effet excédentaire de cette

variable explicative est semblable pour les exploitants de petites et de grandes fermes de recensement, comme l'indique le panneau A de la figure 3. Pourtant, pour les exploitants moyens de petites fermes de recensement, l'effet du changement de spécialisation économique régionale et des taux d'emploi est plus important : on observe une variation d'environ 2 % pour une variation de l'écart-type se situant autour des moyennes des variables.

Pour mieux comprendre l'effet du changement global des conditions du marché du travail sur la probabilité du travail hors ferme, nous définissons une série de « cas types ». Le panneau B de la figure 3 montre l'effet conjugué de divers niveaux de croissance de l'emploi, du chômage et de la spécialisation économique sur la probabilité du travail hors ferme. Les valeurs des indicateurs ressemblent à une série de conditions du marché du travail allant de faibles à vigoureuses. Certes, il s'agit là d'une simplification, mais il représente tout de même des gammes plausibles de covariables et correspond aux conditions observées dans plusieurs collectivités au Canada[16]. Si les autres variables demeurent constantes, on observe clairement l'effet des conditions générales du marché sur la probabilité de l'emploi hors ferme. Pour l'*exploitant moyen d'une collectivité où les conditions du marché du travail sont plus faibles*, la probabilité du travail hors ferme est inférieure à 40 %. Par contre, le même *exploitant moyen d'une collectivité où les conditions du marché du travail sont plus vigoureuses* (croissance de l'emploi de 50 % de 1991 à 2001, taux de chômage régional de 6,6 % et indice de Herfindhal de 0,15) a un peu plus de 50 % de chance de travailler hors ferme.

Comme nous le soulignons dans le contexte de l'examen des signes et de la signification des coefficients des probits, l'effet des variables de l'emploi aux niveaux local et régional est complexe et difficile à repérer. Nous explorons ces relations en représentant graphiquement les probabilités prédites pour des combinaisons alternatives des variables d'emploi dans les secteurs de la fabrication et des services au niveau local ou régional (figures 4 et 5, respectivement). Dans le premier panneau (A) de chaque figure, nous émettons une hypothèse simplificatrice voulant que les parts d'emploi soient réparties également et varient selon des proportions fixes. Par exemple, le panneau A de la figure 1 montre un intervalle de 1,25 % de l'emploi total dans chaque sous-secteur de la fabrication (l'équivalent de 5 % du total de l'emploi dans le secteur de la fabrication) à 20 % pour chaque sous-secteur (l'équivalent de 60 % du total de l'emploi dans le secteur de la fabrication); nous utilisons les mêmes calculs pour l'emploi régional dans le secteur de la fabrication[17]. Le second panneau (B) de chaque figure représente graphiquement la

16. Par exemple, les faibles conditions du marché du travail ressemblent à celles que l'on observe dans certaines collectivités de Terre-Neuve (p. ex. division n° 1, subdiv. W, St. Vincent's-St., Stephen's-Peter's River, Gaskiers, St. Mary's, Riverhead, Admirals Beach, St. Joseph's) ou la SRU 1001214 (division n° 1, subdiv. C, Branch, Point Lance, St. Bride's). Les conditions intermédiaires s'observent dans diverses collectivités de l'Î.-P.-É., de la Nouvelle-Écosse et du Nouveau-Brunswick (p. ex. Antigonish, subdiv. B; parcelle 16, Wellington; Maugerville; Rivière-Verte). Les fortes conditions ressemblent au contexte observé en Alberta (p. ex. Rocky View n° 44) ou dans le Sud-Ouest de l'Ontario (p. ex. Vaughan).

17. Dans les calculs de la probabilité prédite avec les parts de l'emploi, nous incluons les variables afférentes aux secteurs de la fabrication et des services qui n'ont aucun effet statistiquement significatif.

probabilité prédite d'une intervalle plausible de parts d'emploi local et deux valeurs différentes des parts d'emploi régional.

La principale constatation tirée des figures 4 et 5 est que les parts d'emploi dans les secteurs de la fabrication et des services au niveau *local* ont un effet positif sur la probabilité du travail hors ferme (une fois combinés les effets de leurs sous-secteurs). Toutefois, un accroissement de la part d'emploi au niveau *régional* annule l'effet de l'emploi local dans le secteur de la fabrication, alors que ce n'est pas le cas de l'emploi dans les services. Cette constatation est illustrée dans le panneau A des figures 4 et 5, qui montre une ligne horizontale pour l'emploi dans le secteur de la fabrication et une ligne en pente positive pour l'emploi dans les services. L'interprétation de ce résultat (particulièrement pour le secteur de la fabrication) n'est pas simple, et ce résultat pourrait être rattaché à des conditions régionales spécifiques saisies par les coefficients du modèle. Le panneau B (figures 4 et 5) représente graphiquement la probabilité prédite des valeurs alternatives de l'emploi régional et renforce cette constatation. Pour le secteur de la fabrication, les deux lignes fournissent une représentation graphique de l'emploi régional dans le secteur de la fabrication de 20 % à 30 %, et l'écart entre les deux montre l'effet au niveau régional. Par exemple, l'*exploitant moyen d'une petite ferme de recensement* qui réside dans une collectivité où 30 % de l'activité a lieu dans le secteur de la fabrication a une probabilité de 0,46 de travailler à l'extérieur de la ferme et, si la région ne compte que 20 % de l'emploi dans le secteur de la fabrication, la probabilité tombe à 0,38. Par contre, les deux lignes se chevauchent presque dans le cas de l'emploi dans les services (figure 5, panneau B).

Effet de l'urbanisation sur la probabilité du travail hors ferme. L'effet des indicateurs de l'urbanisation est particulièrement intéressant et indique que, compte tenu des autres facteurs, les options quant à l'emploi hors ferme pour les exploitants d'une ferme de recensement ne sont pas forcément déterminées par les marchés du travail urbains. Au contraire, ces possibilités d'emploi semblent intégrées de plus près aux marchés du travail ruraux. La probabilité que l'*exploitant moyen qui réside le plus près d'un centre urbain* travaille à l'extérieur de la ferme est de 39 %, soit environ 2 % de moins que l'*exploitant moyen* qui réside à 55 km d'un centre urbain. En passant de 25 km à 75 km d'un centre urbain (changement d'un écart-type), la probabilité prédite pour l'exploitant moyen s'accroît encore de 2 points de pourcentage et, pour un exploitant ayant des caractéristiques semblables qui vit dans la zone la plus éloignée (environ 350 km d'un centre urbain), la probabilité de travailler hors ferme est de 9 % plus élevée que celle de l'exploitant canadien moyen d'une ferme de recensement. On fait la même observation pour l'*exploitant moyen d'une petite ferme de recensement* (figure 6, panneau A). Bien que le coefficient de la variable du carré de la distance soit significatif, c'est-à-dire que la relation n'est pas linéaire, la figure 6 montre que, pour les intervalles prévalents de la distance aux centres urbains, il n'y a pas d'effet quadratique évident.

Le panneau (B) de la figure 6 combine l'effet de différents indicateurs de l'urbanisation : la distance jusqu'à une RMR/AR, la densité de la population locale et celle de la population régionale. Ici encore, le tracé simplifie les combinaisons possibles de ces trois indicateurs et représente une série de « cas types ». Les intervalles de variation ont été

définis par rapport à des variables statistiques et rappellent les conditions observées dans nombre d'autres collectivités au Canada. Dans l'ensemble, l'effet négatif des facteurs de l'urbanisation sur la probabilité de l'emploi hors ferme pour les exploitants de petites fermes est bien mis en évidence par l'analyse. Les exploitants moyens d'une ferme de recensement qui résident à proximité d'une RMR/AR (60 km) dans une collectivité et une région à forte densité de population (3 000 et 1 600 habitants/km^2, respectivement) ont une valeur de probabilité prédite d'environ 0,3. Cette observation contraste avec la probabilité prédite de près de 0,5 pour des exploitants dont les caractéristiques sont semblables et résidant à 320 km d'une RMR/AR dans une collectivité et une région à faible densité de population (720 et 550 habitants, respectivement).

5.2 Tendances spatiales du changement — simulations à l'aide de microdonnées

Les résultats de l'estimation et des simulations de probabilité prédite à l'aide de microdonnées sont présentés dans les cartes 1, 2 et 3. La carte 1 montre la probabilité prédite du travail hors ferme produite dans le modèle d'échantillon complet. Les probabilités individuelles sont présentées en valeurs moyennes au niveau du secteur de pondération agricole (SP), et ces valeurs moyennes sont cartographiées en sept percentiles. Les zones en mauve foncé indiquent une probabilité moyenne basse du travail hors ferme (entre 27 % et 35 %). Les zones en vert foncé indiquent une probabilité moyenne élevée du travail hors ferme (entre 53 % et 63 %). Les résultats de cette carte servent de repère à deux simulations. Il convient de souligner que la tendance spatiale de la probabilité prédite produite dans le modèle se rapprochent des parts observées au niveau du SP. Le modèle offre ainsi une représentation fidèle de la réalité.

La carte 2 montre les résultats de la première simulation, qui reproduit l'effet de l'accélération de la dynamique du marché du travail au moyen des variations liées aux taux de croissance de l'emploi et aux taux de chômage. Le premier résultat évident, ici comme dans le cas de la seconde simulation, est que les variations de la probabilité prédite moyenne sont peu importantes. Ce qui semble intéressant, toutefois, c'est la tendance spatiale claire qui se dégage des cartes. Une variation uniforme des taux de croissance de l'emploi et du chômage aurait des effets plus marqués (orange foncé) dans le Nord-Ouest de l'Alberta et en Colombie-Britannique, le Nord de la Saskatchewan et la plus grande partie du Manitoba, ainsi que dans certaines parties du Sud-Ouest de l'Ontario. En revanche, les variations seraient moindres dans la plus grande partie de la Saskatchewan, au Québec et dans le Sud de l'Ontario. Certains de ces secteurs accusent déjà un taux de chômage relativement peu élevé, tandis que dans d'autres secteurs, il semble que la dynamique de l'emploi pourrait ne pas être le principal facteur de limitation quant aux décisions touchant le travail hors ferme[18].

La carte 3 montre les résultats de la seconde simulation, qui évalue l'effet de l'accroissement de la taille des fermes (capital et ventes). De plus, dans le cas qui nous

18. À cet égard, rappelons la nature non linéaire du modèle. L'effet des variations discrètes d'une variable explicative dépend aussi du niveau de toutes les autres variables explicatives.

occupe, les variations de la probabilité prédite sont considérées trop peu importantes et portent un signe négatif, comme on pouvait s'y attendre. Cependant, la distribution spatiale de cette variation exogène est très différente de la précédente. La principale diminution du travail hors ferme (zones en mauve foncé) aurait lieu dans le Sud de l'Alberta, les régions côtières de la Colombie-Britannique, le Sud-Ouest de l'Ontario et l'île-du-Prince-Édouard. Contrairement à la première simulation, un écart plus important semble exister entre les résultats de la probabilité dans le Sud-Ouest et le Sud-Est du Québec.

Pour résumer, ces simulations à l'aide de microdonnées tiennent compte d'une variation des conditions régionales. Bien que les variations des variables explicatives aient été déterminées arbitrairement et à seule fin d'illustration, les résultats indiquent que l'incidence des effets exogènes sur la probabilité du travail hors ferme épouse un modèle régional distinctif déterminé par la condition initiale de chaque secteur. Autrement dit, les politiques qui ont une incidence sur les déterminants du travail hors ferme pourraient avoir d'importants effets différents dans différents contextes agricoles et d'économie régionale.

6. Conclusions

Dans le présent document, nous avons examiné les déterminants de l'emploi hors ferme pour les exploitants de petites et de grandes exploitations agricoles. Regroupant des microdonnées et des données au niveau communautaire, notre analyse tient compte des caractéristiques individuelles des exploitants, de l'exploitation agricole comme telle, du milieu communautaire et de la région. Nous estimons des modèles distincts pour les exploitants de petites et de grandes exploitations agricoles et prêtons une attention particulière à l'effet des marchés du travail locaux et régionaux, en incluant un ensemble de variables décalées à référence spatiale qui saisissent les caractéristiques de la région où ces fermes sont situées. Les résultats de notre analyse confirment les constatations de recherches antérieures concernant les indicateurs démographiques et du capital humain, mais ils fournissent d'autres observations sur l'importance des différentes variables permettant de déterminer l'incidence du travail hors ferme pour les exploitants de fermes de recensement.

Dans l'ensemble, il semble que les caractéristiques du capital humain et des exploitations agricoles soient significatives et qu'elles aient des effets similaires tant pour les exploitants de petites fermes que pour ceux qui exploitent de grandes fermes. En ce qui concerne les covariables relatives aux personnes, il semble que le niveau de scolarité soit un déterminant majeur de la capacité d'exploiter une ferme de recensement tout en ayant un emploi à l'extérieur de la ferme. Le type de ferme doit se prêter à un travail à l'extérieur (c.-à-d. une ferme laitière ou non laitière); d'autre part, l'augmentation du nombre d'exploitants d'une même ferme accroît la probabilité du travail hors ferme pour l'un des exploitants. La main-d'œuvre salariée complète le travail accompli sur la ferme par l'exploitant, ce qui lui permet de se spécialiser et d'accroître la valeur marginale de ce travail.

Par contre, les caractéristiques familiales de même que les caractéristiques locales et régionales semblent notablement plus importantes pour les exploitants de petites entreprises agricoles. Les caractéristiques locales du marché du travail ont bel et bien une incidence sur la probabilité du travail hors ferme, mais cela est beaucoup plus évident pour les exploitants de petites fermes que pour ceux qui dirigent de grandes entreprises agricoles. Cette constatation ne semble pas contredire les résultats présentés dans les principales recherches relativement aux petites exploitations agricoles et qui mettent l'accent sur la combinaison de facteurs familiaux, communautaires et régionaux pour définir le bien-être des familles. En particulier, il a été démontré que les activités multiples de membres des familles rattachées à des exploitations agricoles est un facteur pertinent au Canada. Outre le processus de sortie du secteur agricole, une adaptation partielle du travail agricole par le truchement du travail hors ferme est devenue une stratégie prépondérante des exploitants de fermes de recensement et de leur famille (Olfert et Stabler, 1994). Ces tendances nous ont amenés à reconnaître que, dans de nombreuses régions rurales, il est vraisemblable que les activités multiples constituent une stratégie importante pour maintenir les moyens de subsistance des familles agricoles (OCDE, 1995). De plus, on a observé que l'exploitation agricole à temps partiel est un facilitateur relativement peu important de l'entrée dans le secteur de l'agriculture commerciale (Bollman et Steeves, 1982). Autrement dit, l'emploi hors ferme n'est pas une étape vers l'activité agricole à temps plein. Cela implique que, s'ils veulent maximiser le revenu familial, les exploitants agricoles pourraient avoir à choisir entre augmenter ou réduire la taille de leur exploitation (Bollman, 1991). Quant aux exploitants de petites fermes, la combinaison des conditions familiales et du marché local peut jouer un rôle déterminant pour le bien-être de la famille.

Un autre résultat doit être mis en évidence, soit l'incidence imprévue de la proximité d'un centre urbain. L'analyse indique que les noyaux urbains ne constituent pas un marché du travail local pour les exploitants qui travaillent à l'extérieur de leur ferme — les noyaux urbains semblent plutôt accroître la valeur du travail de l'exploitant sur sa propre ferme. Ce résultat indique une certaine rupture entre le travail hors ferme offert aux exploitants agricoles et l'économie urbaine. Cette constatation a des répercussions pertinentes sur les politiques visant à augmenter le revenu des familles agricoles. Visiblement, un secteur agricole vigoureux n'est ni nécessaire ni ne suffit à la création d'un revenu du ménage élevé ou en croissance dans les régions rurales. Des recherches menées aux États-Unis révèlent que ce qui compte vraiment, c'est le couplage des facteurs du marché agricole, principalement la main-d'œuvre, avec le secteur non agricole (Gardner, 2000 et 2005; Fuller et Bollman, 1992). D'où il s'ensuit que le travail hors ferme constitue l'une des premières chaînes de transmission du patrimoine entre le secteur agricole et le secteur non agricole. Les résultats de notre analyse, toutefois, indiquent que cette chaîne de transmission entre les ménages des régions urbaines et des fermes de recensement pourrait passer par la demande de produits de la ferme destinés à la vente sur les marchés du travail urbains.

Devant la concentration croissante des possibilités d'emploi dans les régions à prédominance urbaine, le couplage du marché du travail urbain et de la population rurale

demeure essentiel à la durabilité économique des régions rurales (Bollman et Biggs, 1992; Schindegger et Krajasits, 1997). Cependant, la présente analyse donne à penser que, pour les membres de familles agricoles qui ont un emploi hors ferme, les principaux couplages se font avec le marché du travail rural lui-même. Cette constatation correspond à celles d'autres recherches sur le navettage, qui indiquent que le navettage n'est pas toujours unidirectionnel ni même dominé exclusivement par un mouvement vers les grands centres urbains (Green et Meyer, 1997). Une recherche menée dans le Sud de l'Ontario, par exemple, indique une baisse de l'influence urbaine en tant que pôle d'attraction devant l'émergence d'une « autosuffisance » rurale ou d'une interaction rurale-rurale (Green et Meyer, 1997). Il y aurait lieu d'étudier plus à fond la nature de cette interaction rurale-rurale et d'insister sur la pertinence des possibilités d'emploi hors ferme pour les membres de familles rattachées à de petites exploitations agricoles.

Références bibliographiques

ALDRICH, John H., et Forrest D. NELSON. 1984. *Linear Probability, Logit, and Probit Models,* Beverly Hills, California, Sage Publications, n° 07-045 de la coll. « Quantitative Applications in the Social Sciences ».

ANSELIN, L. 1988. *Spatial Econometrics: Methods and Models,* Kluwer Academics Publisher, Dordrecht, Pays-Bas.

BENJAMIN, Catherine, Alessandro CORSI, et Hervé GUYOMARD. 1996. « Modelling Labour Decision of French Agricultural Households », *Applied Economics*, n° 28, p. 1577 à 1589.

BOLLMAN, Ray D. 1991. « Efficiency Aspects of Part-time Farming », *Multiple Jobholding among Farm Families,* Arlington, Virginia, 16 et 17 mai 1988, publié sous la direction de M.C. HALLBERG, Jill L. FINDEIS and Daniel A. LASS, Ames, Iowa State University Press, p. 112 à 139. Article présenté lors du *Symposium on Multiple Job-holding among Farm Families in North America.*

BOLLMAN, Ray D. 1978. *Off-farm Work by Farmers: A Study with a Kinked Demand for Labour Curve,* Toronto, University of Toronto. Thèse de doctorat non publiée.

BOLLMAN, Ray D. 1979a. *Le travail hors exploitation des agriculteurs*, produit n° 99-756 au catalogue de Statistique Canada, Ottawa, 215 p., coll. « Étude analytique du recensement ».

BOLLMAN, Ray D. 1979b. « Off-farm Work by Farmers: An Application of the Kinked Demand Curve of Labour », *Canadian Journal of Agricultural Economics (Revue canadienne d'économie rurale)*, n° 27, vol. 1, p. 37 à 60.

BOLLMAN, Ray D., et Allan D. STEEVES. 1982. « The Stocks and Flows of Canadian Census-farm Operators over the Period 1996-1976 », *The Canadian Review of Sociology and Anthropology (Revue canadienne de sociologie et d'anthropologie)*, vol. 19, n° 4, p. 576 à 590.

BOLLMAN, Ray D., et Brian BIGGS. 1992. « Régions rurales et petites villes du Canada : un aperçu », *Rural and Small Town Canada (Régions rurales et petites villes du Canada)*, publié sous la direction de Ray D. BOLLMAN, Toronto, Thompson Educational Publishing, p. 1 à 49.

BOLLMAN, Ray D., A.M. FULLER et Philip EHRENSAFT. 1992. « Rural Jobs: Trends and Opportunities », *Canadian Journal of Agricultural Economics (Revue canadienne d'économie rurale)*, vol. 40, n° 4, p. 605 à 622.

BOARNET, Marlon G., Saksith CHALERMPONG et Elizabeth GEHO. 2005. « Specification Issues in Models of Population and Employment Growth », *Papers in Regional Science*, vol. 84, n° 1, p. 21 à 46.

FINDEIS, Jill L., Daniel A. LASS et Milton C. HALLBERG. 1991. « Effects of Location on Off-Farm Employment Decision ». In M.C. HALLBERG, Jill L. FINDEIS and Daniel A. LASS, *Multiple Jobholding among Farm Families*, Ames: Iowa State University Press, p. 263 à 276.

FINDEIS, J.L., et L. JENSEN. 1998. « Employment Opportunities in Rural Areas: Implications for Poverty in a Changing Policy Environment », *American Journal of Agricultural Economics,* vol. 80, n° 5, p. 1000 à 1007.

FONTAINE, Catherine, 1998. *1996 Ag/Pop Linkage. Specification for the Weighting Area Formation*, Mimeo, DMEE, Statistique Canada, Ottawa.

FULLER, A.M., et Ray D. BOLLMAN. 1992. « Liens entre les familles agricoles et le secteur non agricole : le rôle du revenu hors ferme des familles agricoles », *Rural and Small Town Canada (Régions rurales et petites villes du Canada),* publié sous la direction de Ray D. BOLLMAN, Toronto, Thompson Educational Publishing, p. 275 à 299.

GARDNER, B.L. 2000. « Economic Growth and Low Incomes in Agriculture », *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 82, n° 5, p. 1059 à 1074.

GARDNER, B.L. 2005. *Causes of Rural Economic Development.* In Reshaping Agriculture's Contribution to Society. Proceedings of the 25th International Conference of Agricultural Economists, Blackwell.

GLAESER, E., et D. MARE. 2001. « Cities and Skills », *Journal of Labor Economics,* vol. 19, n° 1, p. 316 à 342.

GREEN, Milford B., et Stephen P. MEYER. 1997. « Occupational Stratification of Rural Commuting », *Rural Employment: An International Perspective,* publié sous la direction de Ray D. BOLLMAN et John M. BRYDEN, New York, CAB International, p. 225 à 238.

HOWARD, W., et M. SWIDERSKY. 2000. « Estimating the Off-farm Labour Supply in Canada », *Canadian Journal of Agricultural Economics (Revue canadienne d'économie rurale),* vol. 48, n° 1, p. 1 à 14.

HOWITT, O. 2002. « Looking Inside the Labor Market: A Review Article », *Journal of Economic Literature,* vol. 40, n° 1, p. 125 à 138.

LONG, Scott J., et Jeremy FREESE. 2001. *Regression Models for Categorical Dependent Variables Using Stata,* College Station, Texas, Stata Press.

ORGANISATION DE COOPÉRATION ET DE DÉVELOPPEMENT ÉCONOMIQUES (OCDE). 1995. *Creating Employment for Rural Development (Créer des emplois pour le développement rural : de nouvelles politiques),* Paris, OCDE.

ORGANISATION DE COOPÉRATION ET DE DÉVELOPPEMENT ÉCONOMIQUES (OCDE). 1996. *Territorial Indicators of Employment – Focusins on Rural Development (Indicateurs territoriaux de l'emploi : le point sur le développement rural),* Paris, OCDE.

OLFERT, M. Rose, et Jack C. STABLER. 1994. « Industrial Restructuring of the Prairie Labour Force : SpatialetGender Impacts », *Canadian Journal of Regional Science), La revue canadienne des sciences régionales,* vol. 17, n° 2, p. 133 à 152.

PHIMISTER, E., E. VERA-TOSCANO et A. WEERSINK. 2002. « Female Participation and Labor Market Attachment in Rural Canada », *American Journal of Agricultural Economics,* vol. 84, n° 1, p. 210 à 221.

ROSEN, S. 1978. « Substitution and Division of Labor », *Economica,* vol. 45, n° 2, p. 235 à 250.

SCHINDEGGER, Friedrich, et Cornelia KRAJASITS. 1997. « Commuting: Its Importance for Rural Employment Analysis », *Rural Employment: An International Perspective,* publié sous la direction de Ray D. BOLLMAN et John M. BRYDEN, New York, CAB International p. 164 à 176.

STATISTIQUE CANADA. 2003. *Dictionnaire du Recensement de 2001,* produit n° 92-378-XIF au catalogue de Statistique Canada, Ottawa.

STATISTIQUE CANADA. 2002a. *Farm operator data for the 2001 Census of Agriculture (Données sur les exploitants agricoles du Recensement de l'agriculture de 2001),* produit n° 95F0355XIF au catalogue de Statistique Canada, Ottawa.

STATISTIQUE CANADA. 2002b. *Farm operator data for the 2001 Census of Agriculture (Données sur les exploitations agricoles du Recensement de l'agriculture de 2001),* produit n° 95F0301XIF au catalogue de Statistique Canada, Ottawa.

STATISTIQUE CANADA. 2003. *Agriculture-Population Linkage Data for the 2001 Census (Données du couplage agriculture-population du Recensement de l'agriculture de 2001),* produit n° 95F0303XIF au catalogue de Statistique Canada, Ottawa.

VERA-TOSCANO, E., E. PHIMISTER et A. WEERSINK. 2004. « Panel Estimates of the Canadian Rural/Urban Women's Wage Gap », *American Journal of Agricultural Economics,* vol. 86, n° 4, p. 1138 à 1151.

VERA-TOSCANO, E., A. WEERSINK et E. PHIMISTER. 2003. « Earnings Mobility of Rural vs Urban Workers in Canada », *Canadian Journal of Agricultural Economics (Revue canadienne d'économie rurale),* vol. 51, n° 2, p. 241 à 258.

WEERSINK, A. 1992. « Off-Farm Labour Decisions by Ontario Swine Producers », *Canadian Journal of Agricultural Economics (Revue canadienne d'économie rurale),* vol. 40, n° 2, p. 235 à 252.

WHEELER, C.H. 2001. « Search, Sorting and Urban Agglomeration » *Journal of Labor Economics,* vol. 19, n° 4, p. 879 à 899.

Tableau 1 Statistiques nationales : variables sélectionnées pour les exploitants agricoles et les fermes, 2001

Variables	Total	Nombre d'exploitants d'une ferme de recensement		Pourcentage du total des exploitants		Pourcentage du total des variables	
	(unités)	Aucun travail hors ferme	Travail hors ferme	Aucun travail hors ferme	Travail hors ferme	Aucun travail hors ferme	Travail hors ferme
Exploitant agricole							
Nombre total d'exploitants	346 195	191 975	154 220	100	100	55,5	44,5
Sexe — féminin	91 180	4 565	41 615	25,8	27,0	54,4	45,6
Âge — Moins de 35 ans	39 915	17 610	22 310	9,2	14,5	44,1	55,9
Âge — 35 à 54 ans	185 575	86 145	99 430	44,9	64,5	46,4	53,6
Âge — 55 ans ou plus	120 705	88 225	32 485	46,0	21,1	73,1	26,9
Âge moyen des exploitants	49,9	53,1	45,9	...	...	...	...
Type de ferme (classification SCIAN)							
Élevage de bovins	125 795	76 265	49 530	39,7	32,1	60,6	39,4
Élevage de porcs	10 940	7 750	3 185	4,0	2,1	70,8	29,1
Élevage de volailles et production d'œufs	7 240	4 255	2 980	2,2	1,9	58,8	41,2
Élevage de moutons et de chèvres	6 235	2 395	3 840	1,2	2,5	38,4	61,6
Autres types d'élevage	33 665	13 340	20 325	6,9	13,2	39,6	60,4
Cultures de céréales et d'oléagineux	90 545	51 575	38 970	26,9	25,3	57,0	43,0
Cultures de légumes et de melons	7 315	4 745	2 575	2,5	1,7	64,9	35,2
Cultures de fruits et de noix	11 050	5 610	5 445	2,9	3,5	50,8	49,3
Cultures en serre et en pépinière et floriculture	12 800	7 225	5 575	3,8	3,6	56,4	43,6
Autres cultures agricoles	40 605	18 825	21 785	9,8	14,1	46,4	53,7
Fermes ayant déclaré un revenu agricole total brut							
Moins de 10 000 $	72 960	26 580	46 380	13,8	30,1	36,4	63,6
10 000 à 49 999 $	101 685	45 145	56 535	23,5	36,7	44,4	55,6
50 000 à 99 999 $	47 660	27 010	20 655	14,1	13,4	56,7	43,3
100 000 à 249 999 $	68 205	48 080	20 125	25,0	13,0	70,5	29,5
250 000 $ ou plus	55 685	45 160	10 530	23,5	6,8	81,1	18,9
Fermes ayant déclaré une valeur totale du capital agricole							
Moins de 110 000 $	15 680	6 270	9 410	3,3	6,1	40,0	60,0
100 000 à 199 999 $	41 715	17 210	24 505	9,0	15,9	41,3	58,7
200 000 à 499 999 $	119 055	54 545	64 510	28,4	41,8	45,8	54,2
500 000 à 999 999 $	87 440	52 945	34 490	27,6	22,4	60,6	39,4
1 000 000 $ ou plus	82 305	61 005	21 305	31,8	13,8	74,1	25,9
Fermes ayant déclaré une superficie agricole totale							
Moins de 10 acres (moins de 4 hectares)	17 795	7 890	9 905	4,1	6,4	44,3	55,7
10 à 69 acres (4 à 28 hectares)	47 035	19 850	27 190	10,3	17,6	42,2	57,8
70 à 239 acres (28 à 96 hectares)	98 385	48 390	49 990	25,2	32,4	49,2	50,8
240 à 559 acres (96 à 224 hectares)	74 455	43 930	30 530	22,9	19,8	59,0	41,0
560 à 1 599 acres (224 à 640 hectares)	69 720	44 050	25 665	22,9	16,6	63,2	36,8
1 600 acres ou plus (640 hectares ou plus)	38 805	27 870	10 930	14,5	7,1	71,8	28,2
Ferme (unités de mesure)							
Superficie moyenne de la ferme (hectares)	273,6	...	...	...	...	...	...
Recettes moyennes de la ferme (dollars)	155 104	...	...	...	...	...	...
Capital d'exploitation agricole moyen (dollars)	797 289	...	...	...	...	...	...
Nombre total de fermes (unités)	246 925	...	...	...	...	...	...

Source : Statistique Canada, produit n° 95F0355XIF au catalogue, et élaboration de ces données par les auteurs.

Tableau 2 Fermes de recensement selon les variables sélectionnées pour le couplage agriculture-population, 2001

Variables	Ensemble des fermes de recensement (unités)	Pourcentage du total des fermes de recensement
Fermes classées selon la formule juridique		
Ferme individuelle	143 500	58,1
Société de personnes avec ou sans contrat écrit	15 985	28,6
Compagnie familiale ou non	27 940	12,9
Autres	945	0,4
Type de ferme (classification CTI)		
Produits laitiers	18 565	7,5
Bovins de boucherie	70 350	28,5
Porcs	7 505	3,0
Volailles et œufs	4 890	2,0
Blé	15 690	6,4
Céréales et oléagineux (sauf le blé)	53 595	21,7
Grandes cultures (sauf les céréales et les oléagineux)	21 140	8,6
Fruits	7 750	3,1
Légumes	3 315	1,3
Spécialités diverses	33 610	13,6
Combinaison d'animaux	5 320	2,2
Autres combinaisons	5 190	2,1
Fermes ayant déclaré un revenu total du ménage en 2000		
Moins de 25 000 $	42 000	17,0
25 000 à 49 999 $	77 900	31,5
50 000 à 74 999 $	60 195	24,4
75 000 à 99 999 $	32 255	13,1
100 000 $ ou plus	34 570	14,0
Fermes ayant déclaré comme source principale de revenu du ménage en 2000		
Revenu agricole net	54 440	22,0
Autre revenu d'emploi	137 415	55,7
Autres sources de revenu	54 660	22,1
Revenu nul	410	0,2
Fermes ayant déclaré un revenu agricole net ou revenu total du ménage en 2000		
Résultat négatif ou nul	115 705	46,9
Moins de 25 % du revenu total du ménage	54 530	22,1
25 % à 49 % du revenu total du ménage	34 400	13,9
50 % à 74 % du revenu total du ménage	23 615	9,6
75 % ou plus du revenu total du ménage	18 670	7,6
Fermes ayant déclaré un revenu agricole net pour le ménage		
Revenu agricole net négatif ou nul	115 670	46,8
1 à 9 999 $	49 675	20,1
10 000 à 24 999 $	41 095	16,6
25 000 à 49 999 $	26 080	10,6
50 000 $ ou plus	14 400	5,8

Nota : Les chiffres sont tirés des données-échantillon à 20 % du couplage agriculture-population, pondérées afin de représenter l'ensemble de la population. Ils ne correspondront pas à ceux des tableaux de la diffusion sur les exploitations agricoles, parce que ces derniers se basaient sur des données recueillies auprès de l'ensemble de la population. Voir les notes détaillées pour chaque variable sur le site : http://www.statcan.ca/francais/freepub/95F0303XIF/tables_f.htm
Source : Statistique Canada, produit n° 95F0303XIF au catalogue, et élaboration de ces données par les auteurs.

Tableau 3 Description et calcul des variables utilisées dans le modèle

Dimension/variable	Description et calcul détaillés
Travail hors ferme (variable dépendante)	Variable dichotomique qui prend la valeur de 1 si l'exploitant déclare un travail à l'extérieur de la ferme de recensement, sans égard à la durée. Pour le Recensement de l'agriculture 2001, on a défini les « exploitants » comme les personnes responsables des décisions de gestion qui se prennent au jour le jour dans l'exploitation d'une ferme de recensement ou d'une exploitation agricole. Jusqu'à trois exploitants peuvent être déclarés pour chaque ferme de recensement (Statistique Canada, 2001).
Caractéristiques individuelles	
Âge	L'âge de l'exploitant est le nombre d'années (*Âge*) et, dans sa forme quadratique, le carré du nombre d'années de l'exploitant (*Âge*Âge*), ce qui permet la réduction ou l'accroissement des effets d'une année supplémentaire.
Sexe	Le *sexe* de l'exploitant agricole, en tant que variable nominale, prend la valeur de 1 si l'exploitant est du sexe féminin et la valeur de 0 si l'exploitant est de sexe masculin.
Scolarité	Quatre variables nominales mesurent l'effet du niveau de scolarité : *aucun diplôme d'études secondaires* prend la valeur de 1 si l'exploitant n'a pas terminé ses études secondaires et la valeur de 0 dans le cas contraire (catégorie omise); *études secondaires* prend la valeur de 1 si l'exploitant a un certificat d'études secondaires ou un grade non universitaire; *certificats universitaires* prend la valeur de 1 si l'exploitant a fait des études universitaires au niveau inférieur au baccalauréat, avec ou aucun diplôme; *grade universitaire* prend la valeur de 1 si l'exploitant a un baccalauréat ou un grade universitaire de niveau supérieur et la valeur de 0 dans la cas contraire.
Caractéristiques familiales	
Enfants	La variable nominale prend la valeur de 1 si la famille compte un ou plusieurs enfants de moins de 15 ans et la valeur de 0 dans le cas contraire.
Mobilité	La variable nominale prend la valeur de 1 si l'exploitant a changé d'adresse (de logement) au cours des cinq années précédentes, et la valeur de 0 si l'exploitant n'a pas changé d'adresse.
Tâches domestiques	Trois variables nominales indépendantes saisissent la mesure dans laquelle l'exploitant est engagé dans des tâches domestiques : *tâches domestiques non rémunérées* prend la valeur de 1 si l'exploitant effectue plus de 15 heures par semaine de tâches domestiques non rémunérées et la valeur de 0 dans le cas contraire; *soins non rémunérés aux enfants* prend la valeur de 1 si l'exploitant prodigue plus de cinq heures par semaine de soins aux enfants et la valeur de 0 dans le cas contraire; *soins non rémunérés aux aînés* prend la valeur de 1 si l'exploitant prodigue plus de cinq heures par semaine de soins aux aînés.
Caractéristiques de la ferme	
Type de ferme	Douze variables nominales décrivent le type d'exploitation agricole. Cette classification est produite par le Recensement de l'agriculture (Statistique Canada, 2002). Chaque ferme de recensement est classée selon le type dominant de sa production. La classification est faite selon l'estimation des recettes potentielles des stocks de cultures et du cheptel déclarés dans le questionnaire du recensement et selon le produit ou le groupe de produits qui constitue la majorité des recettes estimées. Les 12 groupes qui en résultent sont les suivants (la valeur nominale prend la valeur de 1 si la ferme appartient à un groupe et 0 dans le cas contraire) : *produits laitiers* (catégorie omise), *bovins de boucherie, porcs, volailles et œufs, blé, céréales et oléagineux (sauf le blé), grandes cultures (sauf les céréales et les oléagineux), fruits, spécialités diverses, combinaison d'animaux, légumes, autres combinaisons.*

(suite page suivante)

Tableau 3 Description et calcul des variables utilisées dans le modèle (suite)

Dimension/variable	Description et calcul détaillés
Nombre d'exploitants	Trois variables nominales indiquent le nombre d'exploitants des fermes de recensement (les variables prennent la valeur de 1 si l'exploitant appartient à un groupe et la valeur de 0 dans le cas contraire); les variables nominales sont : *un seul exploitant* (catégorie omise), *deux exploitants*, *trois exploitants*.
Structure juridique	On distingue trois types d'organisations agricoles au moyen de trois variables nominales (la variable prend la valeur de 1 si l'exploitant appartient à un groupe et la valeur de 0 dans le cas contraire) : *fermes individuelles* (catégorie omise); *société de personnes* (avec ou sans contrat écrit); *société constituée* (incluant les compagnies familiales ou non).
Taille de la ferme	Trois indicateurs de la taille de la ferme servent tant dans la forme linéaire que dans le forme quadratique pour permettre la réduction ou l'accroissement des effets de la taille de la ferme : *superficie* est la superficie agricole totale en milliers d'hectares; *capital* est le capital d'exploitation agricole en millions de dollars; *ventes* est le total des recettes agricoles brutes (excluant les produits de la forêt) en milliers de dollars.
Main-d'œuvre salariée	Dans sa forme linéaire et quadratique, cette variable est le nombre total de semaines de travail tant des travailleurs à temps partiel que des travailleurs saisonniers embauchés sur la ferme de recensement durant l'année de recensement.
Caractéristiques locales et régionales	
Variation de l'emploi	La *variation de l'emploi sur le plan local* est calculée au niveau de la SRU en tant que variation en pourcentage du total de la population active expérimentée entre 1991 et 2001. La *variation de l'emploi sur le plan régional* est la variable décalée à référence spatiale correspondante.
Spécialisation	La *spécialisation locale* de l'économie est mesurée par l'indice de Herfindahl appliquée aux données sur la main-d'œuvre expérimentée; cet indice est la somme des carrés des parts de l'emploi dans ce secteur en 2001 (main-d'œuvre expérimentée). Onze grands groupes d'industries sont utilisés dans le calcul : agriculture, autres secteurs primaires, quatre types d'industries de la fabrication (axées sur les ressources naturelles (ARN), à forte intensité de main-d'œuvre (FIMD), fondées sur des économies d'échelle (ÉÉ), à produits différenciés et axées sur les sciences (PDAS), construction et quatre types d'industries de services (distribution, entreprises, services aux consommateurs et services publics). La *spécialisation régionale* est la variable décalée à référence spatiale correspondante.
Taux de chômage	Le *taux de chômage local* de chaque SRU est calculé par rapport au nombre total de personnes sans emploi de 25 à 54 ans, divisé par le nombre de personnes de 25 à 54 ans sans emploi et ayant un emploi; le *taux de chômage régional* est la variable décalée à référence spatiale correspondante.
Parts de l'emploi	Suivant Findeis et coll. (1992), nous nous intéressons aux secteurs de la fabrication et des services. Nous utilisons huit types d'industries, quatre pour le secteur de la fabrication et quatre pour le secteur des services. Les industries sont classées conformément au SCIAN 2001. Nous utilisons une classification des industries fondée sur celle de Statistique Canada et de nos propres recherches antérieures (des précisions sont disponibles sur demande auprès des auteurs). Le secteur de la fabrication est divisé en *industries axées sur les ressources naturelles*, *industries à forte intensité de main-d'œuvre*, *industries fondées sur des économies d'échelle* et *industries à produits différenciés et axées sur les sciences*; les industries des services se divisent en *services de distribution*, *services aux entreprises*, *services aux consommateurs* et *services publics*. Chaque indicateur est utilisé au niveau *local* et *régional* (variable décalée à référence spatiale).

(suite page suivante)

Tableau 3 Description et calcul des variables utilisées dans le modèle (fin)

Distance à une RMR/AR	Il s'agit de la distance en kilomètres entre le centroïde géographique de la SRU et le centroïde géographique de la région métropolitaine de recensement (RMR) ou de l'agglomération de recensement (AR). La variable est utilisée tant dans sa forme linéaire que dans sa forme quadratique (*Distance*Distance*).
Densité de la population	La *densité de la population locale* est la population totale (sauf les pensionnaires d'établissements institutionnels) d'une SRU en 2001, divisée par la superficie agricole totale de la SRU; la *densité de la population régionale* est la variable décalée à référence spatiale correspondante.

Tableau 4 Statistiques descriptives de l'échantillon : échantillon complet

Variable	Aucun travail hors ferme		Travail hors ferme		Échantillon	
	Moyenne (ou ratio)	Écart-type	Moyenne (ou ratio)	Écart-type	Moyenne (ou ratio)	Écart-type
Caractéristiques individuelles						
Âge	53,1	13,975	45,8	10,827	49,9	13,186
Sexe	0,259	0,438	0,276	0,447	0,267	0,442
Niveau de scolarité						
Aucun diplôme d'études secondaires	0,445	0,497	0,272	0,445	0,369	0,482
Diplôme d'études secondaires	0,421	0,494	0,520	0,500	0,465	0,499
Certificat universitaire	0,070	0,255	0,089	0,285	0,078	0,269
Grade universitaire	0,063	0,244	0,118	0,323	0,088	0,283
Caractéristiques familiales						
Présence d'enfants	0,267	0,442	0,392	0,488	0,322	0,467
Mobilité	0,119	0,324	0,195	0,396	0,153	0,360
Tâches domestiques						
Tâches domestiques non rémunérées	0,435	0,496	0,454	0,498	0,443	0,497
Soins non rémunérés aux enfants	0,272	0,445	0,374	0,484	0,317	0,465
Soins non rémunérés aux aînés	0,080	0,271	0,082	0,274	0,081	0,272
Caractéristiques de la ferme						
Nombre d'exploitants						
Un seul exploitant	0,447	0,497	0,433	0,495	0,441	0,496
Deux exploitants	0,451	0,498	0,506	0,500	0,475	0,499
Trois exploitants	0,102	0,302	0,061	0,239	0,084	0,277
Type de ferme						
Produits laitiers	0,142	0,349	0,024	0,153	0,090	0,286
Bovins de boucherie	0,265	0,441	0,315	0,464	0,287	0,452
Porcs	0,043	0,203	0,022	0,147	0,034	0,180
Volailles et œufs	0,023	0,149	0,021	0,144	0,022	0,147
Blé	0,057	0,232	0,052	0,221	0,055	0,227
Céréales et oléagineux (sauf le blé)	0,203	0,402	0,195	0,396	0,200	0,400
Grandes cultures (sauf les céréales et les oléagineux)	0,075	0,263	0,094	0,291	0,083	0,276
Fruits	0,028	0,166	0,034	0,180	0,31	0,173
Spécialités diverses	0,104	0,306	0,183	0,387	0,139	0,346
Combinaison d'animaux	0,018	0,134	0,026	0,159	0,022	0,146
Légumes	0,015	0,123	0,012	0,110	0,014	0,117
Autres combinaisons	0,026	0,159	0,022	0,148	0,024	0,154
Structure juridique						
Ferme individuelle	0,446	0,497	0,514	0,500	0,476	0,499
Société de personnes	0,347	0,476	0,380	0,485	0,362	0,481
Société constituée	0,207	0,405	0,105	0,307	0,162	0,368
Taille de la ferme						
Superficie agricole totale (1 000 ha)	0,411	1 269	0,219	0,629	0,326	1,040
Total du capital (1 000 000 $)	1 195	2 935	0 634	1 477	0 947	2 417
Total des ventes (1 000 $)	339 227	2 635 817	100 273	807 471	233 367	2 042 687
Main-d'œuvre salariée						
Total des semaines, main-d'œuvre salariée	64 051	384 565	18 086	176 637	43,7	311,0

(voir la note à la page suivante)

Tableau 4 Statistiques descriptives de l'échantillon : échantillon complet (suite)

Variable	Aucun travail hors ferme		Travail hors ferme		Échantillon	
	Moyenne (ou ratio)	Écart-type	Moyenne (ou ratio)	Écart-type	Moyenne (ou ratio)	Écart-type
Caractéristiques locales et régionales						
Croissance locale de l'emploi	8,035	15,969	9,276	16,067	8,585	16,024
Croissance régionale de l'emploi	6,663	8,859	7,079	8,955	6,847	8,904
Spécialisation locale	0,188	0,071	0,185	0,062	0,186	0,067
Spécialisation régionale	0,199	0,045	0,200	0,042	0,200	0,044
Chômage local	0,052	0,043	0,053	0,043	0,053	0,043
Chômage régional	0,054	0,032	0,054	0,031	0,054	0,031
Structure de l'emploi						
Fabrication — local ARN	0,039	0,035	0,036	0,031	0,037	0,033
Fabrication — régional ARN	0,037	0,021	0,034	0,019	0,035	0,020
Fabrication — local FIMD	0,022	0,033	0,018	0,029	0,020	0,031
Fabrication — régional FIMD	0,022	0,025	0,018	0,020	0,020	0,023
Fabrication — local ÉÉ	0,038	0,040	0,039	0,040	0,038	0,040
Fabrication — régional ÉÉ	0,038	0,028	0,036	0,027	0,037	0,028
Fabrication — local PDAS	0,023	0,024	0,021	0,022	0,022	0,023
Fabrication — régional PDAS	0,023	0,016	0,021	0,015	0,022	0,015
Services de distribution locale	0,110	0,036	0,111	0,034	0,110	0,035
Services de distribution régionale	0,109	0,015	0,109	0,014	0,109	0,015
Services aux entreprises locales	0,069	0,035	0,071	0,034	0,070	0,035
Services aux entreprises régionales	0,071	0,022	0,072	0,022	0,071	0,022
Services aux consommateurs locaux	0,202	0,057	0,208	0,056	0,205	0,057
Services aux consommateurs régionaux	0,204	0,037	0,209	0,038	0,206	0,037
Services publics locaux	0,207	0,066	0,214	0,064	0,210	0,065
Services publics régionaux	0,208	0,030	0,212	0,030	0,210	0,030
Urbanisation						
Distance à la RMR/AR	53,4	45,0	58,2	50,6	55,6	47,6
Densité de la population locale	48,1	164,5	43,7	147,7	46,2	157,3
Densité de la population régionale	99,1	164,7	100,2	161,5	99,6	163,3
Nombre d'exploitants de l'échantillon	38 876	...	30 921	...	69 797	...

Nota : Ces données concernent les exploitants et les familles d'exploitants qui habitent dans des logements privés (les résidents de logements collectifs sont exclus). Les données sont non pondérées de sorte qu'elles correspondent à la procédure adoptée dans le modèle économétrique. La totalisation des caractéristiques descriptives avec pondération des données donne les mêmes résultats, comme le montrent les tableaux 1 et 2. Les moyennes des caractéristiques locales et régionales doivent être interprétées comme la situation moyenne locale et régionale des exploitants de l'échantillon. Voir le tableau 3 pour lire les définitions des variables et les unités de mesure.

Source : Calculs des auteurs fondés sur le Recensement de l'agriculture de 2001 et des données du Recensement de la population de 2001.

Tableau 5 Statistiques descriptives de l'échantillon : exploitants de petites et de grandes fermes de recensement

Variable	Exploitants de petites fermes de recensement (ventes < 250 000 $)				Exploitants de grandes fermes de recensement (ventes ≥ 250 000 $)			
	Aucun travail hors ferme		Travail hors ferme		Aucun travail hors ferme		Travail hors ferme	
	Moyenne (ou ratio)	Écart-type	Moyenne (ou ratio)	Écart-type	Moyenne (ou ratio)	Écart-type	Moyenne (ou ratio)	Écart-type
Caractéristiques individuelles								
Âge	54,975	14,173	45,917	10,836	47,187	11,472	44,259	10,593
Sexe	0,274	0,446	0,274	0,446	0,211	0,408	0,299	0,458
Aucun diplôme d'études secondaires	0,482	0,500	0,273	0,446	0,330	0,470	0,262	0,440
Diplôme d'études secondaires	0,396	0,489	0,521	0,500	0,503	0,500	0,508	0,500
Certificat universitaire	0,064	0,246	0,088	0,283	0,087	0,283	0,107	0,309
Grade universitaire	0,058	0,234	0,118	0,322	0,080	0,271	0,122	0,328
Caractéristiques familiales								
Présence d'enfants	0,227	0,419	0,386	0,487	0,393	0,488	0,459	0,498
Mobilité	0,110	0,313	0,198	0,398	0,147	0,354	0,162	0,369
Tâches domestiques non rémunérées	0,474	0,499	0,461	0,498	0,311	0,463	0,371	0,483
Soins non rémunérés aux enfants	0,251	0,433	0,372	0,483	0,339	0,473	0,401	0,490
Soins non rémunérés aux aînés	0,086	0,280	0,083	0,276	0,062	0,240	0,065	0,246
Caractéristiques de la ferme								
Un seul exploitant	0,487	0,500	0,445	0,497	0,323	0,468	0,281	0,450
Deux exploitants	0,449	0,497	0,505	0,500	0,458	0,498	0,524	0,500
Trois exploitants	0,065	0,246	0,051	0,219	0,219	0,414	0,195	0,397
Produits laitiers	0,107	0,309	0,018	0,133	0,254	0,435	0,102	0,302
Bovins de boucherie	0,303	0,460	0,324	0,468	0,144	0,351	0,192	0,394
Porcs	0,022	0,145	0,016	0,127	0,110	0,313	0,095	0,294
Volailles et œufs	0,009	0,094	0,015	0,122	0,066	0,249	0,100	0,300
Blé	0,067	0,250	0,053	0,224	0,025	0,156	0,036	0,186
Céréales et oléagineux (sauf le blé)	0,200	0,400	0,186	0,389	0,212	0,409	0,318	0,466
Grandes cultures (sauf les céréales et les oléagineux)	0,083	0,275	0,098	0,297	0,050	0,217	0,041	0,199
Fruits	0,032	0,176	0,035	0,184	0,017	0,129	0,017	0,127
Spécialités diverses	0,116	0,320	0,193	0,395	0,068	0,252	0,056	0,229
Combinaison d'animaux	0,020	0,139	0,027	0,162	0,014	0,116	0,011	0,105
Légumes	0,013	0,114	0,012	0,109	0,022	0,148	0,016	0,124
Autres combinaisons	0,028	0,166	0,023	0,149	0,018	0,131	0,017	0,129
Ferme à propriétaire unique	0,531	0,499	0,537	0,499	0,180	0,384	0,220	0,415
Société de personnes	0,353	0,478	0,382	0,486	0,328	0,470	0,357	0,479
Société constituée	0,117	0,321	0,081	0,272	0,491	0,500	0,423	0,494
Superficie agricole totale (1 000 ha)	0,319	1,028	0,174	0,439	0,701	1,804	0,799	1,623
Total du capital (1 000 000 $)	0,683	1,085	0,490	0,679	2,815	5,355	2,467	4,535
Total des ventes (1 000 $)	75 207	69 783	43 153	53 313	1 173 786	5 289 474	830 942	2 895 478
Total semaines, main-d'œuvre salariée	14 623	32 817	7 526	23 124	220 291	761 497	153 166	635 582

(voir la note à la page suivante)

Tableau 5 Statistiques descriptives de l'échantillon : exploitants de petites et de grandes fermes de recensement (suite)

Variable	Exploitants de petites fermes de recensement (ventes < 250 000 $)				Exploitants de grandes fermes de recensement (ventes ≥ 250 000 $)			
	Aucun travail hors ferme		Travail hors ferme		Aucun travail hors ferme		Travail hors ferme	
	Moyenne (ou ratio)	Écart-type	Moyenne (ou ratio)	Écart-type	Moyenne (ou ratio)	Écart-type	Moyenne (ou ratio)	Écart-type
Caractéristiques locales et régionales								
Croissance locale de l'emploi	7,527	16,108	9,304	16,061	9,640	15,412	8,907	16,132
Croissance régionale de l'emploi	6,309	9,034	7,124	8,958	7,785	8,184	6,499	8,892
Spécialisation locale	0,191	0,074	0,185	0,062	0,177	0,060	0,184	0,064
Spécialisation régionale	0,202	0,046	0,201	0,042	0,190	0,042	0,199	0,045
Chômage local	0,053	0,044	0,054	0,044	0,048	0,038	0,044	0,034
Chômage régional	0,055	0,032	0,055	0,031	0,054	0,031	0,050	0,027
Structure de l'emploi								
Fabrication — local, ARN	0,037	0,034	0,035	0,031	0,046	0,036	0,041	0,035
Fabrication — régional, ARN	0,035	0,021	0,034	0,019	0,042	0,022	0,037	0,021
Fabrication — local, FIMD	0,020	0,033	0,018	0,029	0,027	0,035	0,021	0,029
Fabrication — régional, FIMD	0,020	0,024	0,017	0,020	0,027	0,026	0,021	0,022
Fabrication — local, ÉÉ	0,038	0,040	0,039	0,040	0,039	0,037	0,036	0,037
Fabrication — régional, ÉÉ	0,037	0,028	0,036	0,027	0,041	0,028	0,036	0,029
Fabrication — local, PDAS	0,022	0,024	0,021	0,022	0,027	0,025	0,023	0,023
Fabrication — régional, PDAS	0,022	0,015	0,021	0,015	0,027	0,017	0,024	0,016
Services de distribution locale	0,109	0,036	0,111	0,034	0,114	0,035	0,113	0,034
Services de distribution régionale	0,109	0,015	0,109	0,014	0,111	0,015	0,110	0,015
Services aux entreprises locales	0,069	0,035	0,072	0,034	0,072	0,034	0,068	0,033
Services aux entreprises régionales	0,070	0,022	0,072	0,022	0,073	0,023	0,070	0,022
Services locaux aux consommateurs	0,202	0,059	0,209	0,056	0,201	0,053	0,198	0,053
Services régionaux aux consommateurs régionaux	0,204	0,038	0,209	0,038	0,204	0,032	0,201	0,034
Services publics locaux	0,209	0,067	0,215	0,065	0,201	0,063	0,203	0,060
Services publics régionaux	0,209	0,030	0,212	0,030	0,205	0,030	0,205	0,028
Urbanisation								
Distance à la RMR/AR	56,5	46,7	58,5	50,9	43,7	37,3	54,2	46,6
Densité de la population locale	43,7	154,9	43,1	144,9	62,1	191,0	50,1	178,8
Densité de la population régionale	94,0	159,1	100,3	161,6	115,4	180,3	98,5	160,2
Nombre d'exploitants de l'échantillon	29 533	...	28 679	...	9 343	...	2 242	...

Nota : Ces données concernent les exploitants et les familles d'exploitants qui habitent dans des logements privés (les résidents de logements collectifs sont exclus). Les données sont non pondérées, de sorte qu'elles correspondent à la procédure adoptée dans le modèle économétrique. La totalisation des caractéristiques descriptives avec pondération des données donne les mêmes résultats, comme le montrent les tableaux 1 et 2. Les moyennes des caractéristiques locales et régionales doivent être interprétées comme la situation moyenne locale et régionale des exploitants de l'échantillon. Voir le tableau 3 pour lire les définitions des variables et les unités de mesure.
Source : Calculs des auteurs fondés sur le Recensement de l'agriculture de 2001 et des données du Recensement de la population de 2001.

Tableau 6 Résultats du modèle probit et effets marginaux : échantillon complet

Variable	Coefficient		Effet marginal			
	β	é.t. r.	dΦ/dx	é.t. r.	z	P>|z|
Ordonnée à l'origine	-2,255	0,172	...	...	-13.10	0,00
Caractéristiques individuelles						
Âge	0,074	0,003	0,029	0,001	22,30	0,00
Âge*Âge *(10)*$^{-2}$	-0,108	0,003	0,042	0,001	-31,53	0,00
Sexe	-0,161	0,014	-0,062	0,005	-11,50	0,00
Niveau de scolarité						
Diplôme d'études secondaires	0,247	0,012	0,096	0,005	20,30	0,00
Certificat universitaire	0,263	0,021	0,104	0,008	12,73	0,00
Grade universitaire	0,526	0,020	0,207	0,008	26,07	0,00
Caractéristiques familiales						
Enfants	-0,054	0,015	-0,021	0,006	-3,53	0,00
Mobilité	0,103	0,015	0,040	0,006	6,78	0,00
Tâches domestiques						
Tâches domestiques non rémunérées	-0,007	0,012	-0,003	0,005	-0,56	0,58
Soins non rémunérés aux enfants	0,004	0,015	0,001	0,006	0,25	0,80
Soins non rémunérés aux aînés	-0,068	0,019	-0,026	0,007	-3,54	0,00
Nombre d'exploitants sur la ferme						
Deux exploitants	0,097	0,013	0,038	0,005	7,22	0,00
Trois exploitants	0,074	0,024	0,029	0,010	3,03	0,00
Caractéristiques de la ferme						
Type de ferme						
Bovins de boucherie	1,238	0,026	0,464	0,009	46,97	0,00
Porcs	0,676	0,038	0,264	0,014	18,01	0,00
Volailles et oeufs	1,019	0,043	0,377	0,013	23,82	0,00
Blé	1,245	0,035	0,444	0,009	35,91	0,00
Céréales et oléagineux	1,192	0,028	0,445	0,009	43,05	0,00
Grandes cultures	1,276	0,030	0,457	0,008	42,17	0,00
Fruits	1,148	0,038	0,415	0,010	30,12	0,00
Spécialités diverses	1,293	0,028	0,470	0,008	46,59	0,00
Combinaison d'animaux	1,177	0,041	0,421	0,011	28,77	0,00
Légumes	0,919	0,051	0,346	0,016	18,20	0,00
Autres combinaisons	1,066	0,042	0,391	0,012	25,44	0,00
Structure juridique						
Société de personnes	-0,044	0,013	-0,017	0,005	-3,36	0,00
Société constituée	-0,267	0,020	-0,101	0,007	-13,56	0,00
Taille de la ferme						
Superficie	-0,210	0,031	-0,082	0,012	-6,81	0,00
Superficie*Superficie	0,006	0,002	0,002	0,001	3,66	0,00
Capital	-0,130	0,013	-0,050	0,005	-10,02	0,00
Capital*Capital *(10)*$^{-2}$	0,134	0,014	0,052	0,005	9,58	0,00
Ventes *(10)*$^{-3}$	-0,040	0,023	-0,016	0,009	-1,77	0,08
Ventes*Ventes *(10)*$^{-8}$	0,011	0,009	0,004	0,003	1,23	0,22
Main-d'œuvre salariée						
Semaines *(10)*$^{-2}$	-0,059	0,013	-0,023	0,005	-4,70	0,00
Semaines*Semaines *(10)*$^{-6}$	0,044	0,010	0,017	0,004	4,23	0,00

(voir la note à la page suivante)

Tableau 6 Résultats du modèle probit et effets marginaux : échantillon complet (suite)

Variable	Coefficient		Effet marginal			
	β	é.t. r.	dΦ/dx	é.t. r.	Z	P>|z|
Caractéristiques locales et régionales						
Croissance locale de l'emploi *(10)*$^{-2}$	0,001	0,000	0,000	0,000	2,28	0,02
Croissance régionale de l'emploi *(10)*$^{-2}$	-0,001	0,001	0,000	0,001	-0,76	0,45
Spécialisation locale	-0,125	0,134	-0,048	0,052	-0,93	0,35
Spécialisation régionale	-0,638	0,341	-0,248	0,133	-1,87	0,06
Chômage local	-0,146	0,185	-0,057	0,072	-0,79	0,43
Chômage régional	-0,847	0,314	-0,330	0,122	-2,69	0,01
Structure de l'emploi						
Fabrication — local, ARN	0,312	0,235	0,121	0,092	1,33	0,19
Fabrication — régional, ARN	0,514	0,601	0,200	0,234	0,85	0,39
Fabrication — local, FIMD	1,527	0,319	0,594	0,124	4,78	0,00
Fabrication — régional, FIMD	-4,149	0,619	-1,614	0,241	-6,70	0,00
Fabrication — local, ÉÉ	1,009	0,206	0,393	0,080	4,89	0,00
Fabrication — régional, ÉÉ	0,508	0,415	0,198	0,162	1,22	0,22
Fabrication — local, PDAS	0,269	0,343	0,105	0,133	0,79	0,43
Fabrication — régional, PDAS	-3,973	0,858	-1,546	0,334	-4,63	0,00
Services de distribution locale	0,588	0,200	0,229	0,078	2,94	0,00
Services de distribution régionale	-1,070	0,596	-0,416	0,232	-1,79	0,07
Services aux entreprises locales	0,465	0,247	0,181	0,096	1,88	0,06
Services aux entreprises régionales	2,871	0,776	1,117	0,302	3,70	0,00
Services aux consommateurs locaux	0,554	0,126	0,216	0,049	4,40	0,00
Services aux consommateurs régionaux	0,038	0,334	0,015	0,130	0,11	0,91
Services publics locaux	0,370	0,110	0,144	0,043	3,38	0,00
Services publics régionaux	0,212	0,279	0,082	0,109	0,76	0,45
Urbanisation						
Distance à la RMR/AR *(10)*$^{-2}$	0,108	0,030	0,042	0,012	3,56	0,00
Distance*Distance *(10)*$^{-4}$	-0,010	0,011	-0,004	0,004	-0,90	0,37
Densité population locale *(10)*$^{-2}$	-0,011	0,004	-0,004	0,002	-2,48	0,01
Densité population régionale *(10)*$^{-2}$	-0,015	0,007	-0,006	0,003	-2,12	0,03
X^2 H_0 : complet $\beta_{local} = 0$, *(df=12)*	146,19	p<0,01	…	…	…	…
X^2 H_0 : complet $\beta_{régional} = 0$, *(df=12)*	143,86	p<0,01	…	…	…	…
X^2 H_0 : complet β_{local} et $\beta_{régional} = 0$, *(df=24)*	439,74	p<0,01	…	…	…	…
Statistiques du modèle						
Probabilité-logit — modèle complet	-38 916,9	…	…	…	…	…
Probabilité-logit — Modèle avec ordonnée à l'origine	-47 925,3	…	…	…	…	…
Indice de ratio de probabilité (R^2 de McFadden)	0,188	…	…	…	…	…
R^2 de McKelvey et Zavoina	0,382	…	…	…	…	…
R^2 de Cragg et Uhler	0,305	…	…	…	…	…
Nombre d'observations (exploitants)	69 797	…	…	…	…	…

Nota : « é.-t. r. » indique l'écart-type robuste de White. Pour les variables dichotomiques, l'effet marginal représente la variation de la probabilité découlant d'un passage de la valeur de 0 à la valeur de 1 (c.-à-d. de l'absence à la présence de l'attribut). Certains des coefficients, les é.-t. r. et les effets marginaux sont pondérés pour faciliter l'affichage; ces valeurs sont dénotées par le facteur d'échelle : *(10)*$^{-n}$. Voir le tableau 3 pour les définitions des variables et les unités de mesure.
Source : Calculs des auteurs fondés sur le Recensement de l'agriculture de 2001 et des données du Recensement de la population de 2001.

Tableau 7 Résultats du modèle probit et effets marginaux : exploitants de petites fermes de recensement (ventes < 250 000 $)

Variable	Coefficient		Effet marginal			
	β	é.t. r.	dΦ/dx	é.t. r.	z	P>|z|
Ordonnée à l'origine	-1,026	0,193	...	...	-5,33	0,00
Caractéristiques individuelles						
Âge	0,091	0,004	0,036	0,002	23,75	0,00
Âge*Âge *(10)*$^{-2}$	-0,130	0,004	-0,052	0,002	-32,75	0,00
Sexe	-0,253	0,015	-0,100	0,006	-16,34	0,00
Niveau de scolarité						
Diplôme d'études secondaires	0,285	0,013	0,113	0,005	21,27	0,00
Certificat universitaire	0,321	0,023	0,127	0,009	13,82	0,00
Grade universitaire	0,563	0,023	0,219	0,008	24,88	0,00
Caractéristiques familiales						
Enfants	0,005	0,017	0,002	0,007	0,28	0,78
Mobilité	0,020	0,017	0,008	0,007	1,17	0,24
Tâches domestiques						
Tâches domestiques non rémunérées	-0,085	0,013	-0,034	0,005	-6,59	0,00
Soins non rémunérés aux enfants	-0,007	0,016	-0,003	0,007	-0,45	0,65
Soins non rémunérés aux aînés	-0,096	0,021	-0,038	0,008	-4,52	0,00
Nombre d'exploitants sur la ferme						
Deux exploitants	0,159	0,015	0,063	0,006	10,74	0,00
Trois exploitants	0,211	0,029	0,084	0,012	7,16	0,00
Caractéristiques de la ferme						
Type de ferme						
Bovins de boucherie	0,897	0,033	0,345	0,012	26,84	0,00
Porcs	0,706	0,050	0,266	0,017	14,04	0,00
Volailles et oeufs	0,965	0,062	0,344	0,017	15,50	0,00
Blé	0,931	0,041	0,340	0,012	22,56	0,00
Céréales et oléagineux	0,983	0,034	0,368	0,011	28,85	0,00
Grandes cultures	0,848	0,038	0,317	0,012	22,56	0,00
Fruits	0,769	0,045	0,287	0,014	17,12	0,00
Spécialités diverses	0,845	0,035	0,320	0,012	24,37	0,00
Combinaison d'animaux	0,779	0,048	0,290	0,015	16,07	0,00
Légumes	0,588	0,061	0,226	0,021	9,64	0,00
Autres combinaisons	0,635	0,049	0,243	0,017	12,94	0,00
Structure juridique						
Société de personnes	0,012	0,015	0,005	0,006	0,83	0,41
Société constituée	-0,083	0,022	-0,033	0,009	-3,72	0,00
Taille de la ferme						
Superficie	-0,248	0,029	-0,099	0,012	-8,50	0,00
Superficie*Superficie	0,008	0,002	0,003	0,001	5,09	0,00
Capital	-0,052	0,014	-0,021	0,006	-3,67	0,00
Capital*Capital *(10)*$^{-2}$	0,085	0,028	0,034	0,011	3,03	0,00
Ventes *(10)*$^{-2}$	-1,043	0,035	-0,415	0,014	-30,04	0,00
Ventes*Ventes *(10)*$^{-3}$	0,026	0,002	0,010	0,001	16,92	0,00
Main-d'œuvre salariée						
Semaines *(10)*$^{-2}$	-0,117	0,033	-0,046	0,013	-3,50	0,00
Semaines*Semaines *(10)*$^{-4}$	0,025	0,009	0,010	0,004	2,76	0,01

(suite page suivante)

Tableau 7 Résultats du modèle probit et effets marginaux : exploitants de petites fermes de recensement (suite)

Variable	Coefficient		Effet marginal			
	β	é.-t. r.	dΦ/dx	é.-t. r.	z	P>|z|
Caractéristiques locales et régionales						
Croissance locale de l'emploi *(10)*$^{-2}$	0,087	0,053	0,035	0,021	1,64	0,10
Croissance régionale de l'emploi *(10)*$^{-2}$	-0,063	0,151	-0,025	0,060	-0,42	0,67
Spécialisation locale	-0,213	0,147	-0,085	0,059	-1,44	0,15
Spécialisation régionale	-1,304	0,379	-0,519	0,151	-3,44	0,00
Chômage local	-0,137	0,203	-0,054	0,081	-0,67	0,50
Chômage régional	-1,384	0,353	-0,551	0,140	-3,92	0,00
Structure de l'emploi						
Fabrication — local, ARN	0,127	0,261	0,050	0,104	0,49	0,63
Fabrication — régional, ARN	1,140	0,679	0,454	0,270	1,68	0,09
Fabrication — local, FIMD	1,192	0,364	0,474	0,145	3,28	0,00
Fabrication — régional, FIMD	-5,368	0,695	-2,136	0,277	-7,72	0,00
Fabrication — local, ÉÉ	0,479	0,227	0,191	0,090	2,11	0,04
Fabrication — régional,ÉÉ	-0,016	0,467	-0,006	0,186	-0,03	0,97
Fabrication — local, PDAS	0,350	0,387	0,139	0,154	0,90	0,37
Fabrication — régional, PDAS	-3,361	0,967	-1,338	0,385	-3,47	0,00
Services de distribution locale	0,409	0,221	0,163	0,088	1,85	0,06
Services de distribution régionale	-1,251	0,668	-0,498	0,266	-1,87	0,06
Services aux entreprises locales	0,262	0,272	0,104	0,108	0,97	0,33
Services aux entreprises régionales	2,350	0,869	0,935	0,346	2,70	0,01
Services aux consommateurs locaux	0,326	0,139	0,130	0,055	2,35	0,02
Services aux consommateurs régionaux	-1,265	0,370	-0,503	0,147	-3,42	0,00
Services publics locaux	0,212	0,121	0,084	0,048	1,74	0,08
Services publics régionaux	-0,313	0,309	-0,124	0,123	-1,01	0,31

(voir la note à la page suivante)

Tableau 7 Résultats du modèle probit et effets marginaux : exploitants de petites fermes de recensement (suite)

Variable	Coefficient		Effet marginal			
	β	é.-t. r.	dΦ/dx	é.-t. r.	z	P>|z|
Urbanisation						
Distance à la RMR/AR $(10)^{-2}$	0,061	0,033	0,024	0,013	1,84	0,07
Distance*Distance $(10)^{-4}$	0,001	0,013	0,000	0,005	0,05	0,96
Densité population locale $(10)^{-2}$	-0,008	0,005	-0,003	0,002	-1,55	0,12
Densité population régionale $(10)^{-2}$	-0,014	0,007	-0,005	0,003	-1,83	0,07
X^2 H_0 : complet $\beta_{local} = 0$, (df=12)	60,86	$p<0,01$	...	...	...	...
X^2 H_0 : complet $\beta_{régional} = 0$, (df=12)	132,64	$p<0,01$	...	...	...	...
X^2 H_0 : complet β_{local} et $\beta_{régional} = 0$, (df=24)	257,83	$p<0,01$	...	...	...	...
Statistiques du modèle						
Probabilité-logit — modèle complet	-31216,9	...	...	...	...	...
Probabilité-logit — Modèle avec ordonnée à l'origine	-40 343,2	...	...	...	...	...
Indice de ratio de probabilité (R^2 de McFadden)	0,226	...	...	...	...	...
R^2 de McKelvey et Zavoina	0,424	...	...	...	...	...
R^2 de Cragg et Uhler	0,359	...	...	...	...	...
Nombre d'observations (exploitants)	58 212	...	...	...	...	...

Nota : « é.-t. r. » indique l'écart-type robuste de White. Pour les variables dichotomiques, l'effet marginal représente la variation de la probabilité découlant d'un passage de la valeur de 0 à la valeur de 1 (c.-à-d. de l'absence à la présence de l'attribut). Certains des coefficients, les é.-t. r. et les effets marginaux sont pondérés pour faciliter l'affichage; ces valeurs sont dénotées par le facteur d'échelle : $(10)^{-n}$. Voir le tableau 3 pour les définitions des variables et les unités de mesure.
Source : Calculs des auteurs fondés sur le Recensement de l'agriculture de 2001 et des données du Recensement de la population de 2001.

Tableau 8 Résultats du modèle probit et effets marginaux : exploitants de grandes fermes de recensement (ventes ≥ 250 000 $)

Variable	Coefficient		Effet marginal			
	β	é.t. r.	dΦ/dx	é.t. r.	z	P>|z|
Ordonnée à l'origine	-0,850	0,483	...	...	-1,76	0,08
Caractéristiques individuelles						
Âge	-0,002	0,008	0,000	0,002	-0,18	0,85
Âge*Âge *(10)*$^{-2}$	-0,014	0,009	-0,004	0,002	-1,60	0,11
Sexe	0,244	0,040	0,067	0,012	6,05	0,00
Niveau de scolarité						
Diplôme d'études secondaires	0,073	0,034	0,019	0,009	2,17	0,03
Certificat universitaire	0,118	0,052	0,032	0,015	2,26	0,02
Grade universitaire	0,303	0,052	0,087	0,016	5,81	0,00
Caractéristiques familiales						
Enfants	-0,016	0,038	-0,004	0,010	-0,42	0,67
Mobilité	0,024	0,040	0,006	0,010	0,60	0,55
Tâches domestiques						
Tâches domestiques non rémunérées	0,004	0,036	0,001	0,009	0,12	0,90
Soins non rémunérés aux enfants	-0,002	0,037	-0,001	0,009	-0,06	0,95
Soins non rémunérés aux aînés	-0,055	0,059	-0,014	0,014	-0,94	0,35
Nombre d'exploitants sur la ferme						
Deux exploitants	0,108	0,038	0,028	0,010	2,83	0,01
Trois exploitants	0,126	0,046	0,033	0,013	2,72	0,01
Caractéristiques de la ferme						
Type de ferme						
Bovins de boucherie	0,693	0,057	0,215	0,020	12,10	0,00
Porcs	0,444	0,058	0,132	0,019	7,65	0,00
Volailles et oeufs	0,777	0,062	0,254	0,023	12,43	0,00
Blé	0,708	0,093	0,233	0,035	7,62	0,00
Céréales et oléagineux	0,745	0,053	0,224	0,018	14,12	0,00
Grandes cultures	0,455	0,077	0,139	0,027	5,93	0,00
Fruits	0,579	0,116	0,185	0,043	4,99	0,00
Spécialités diverses	0,407	0,074	0,121	0,025	5,51	0,00
Combinaison d'animaux	0,381	0,128	0,115	0,043	2,98	0,00
Légumes	0,353	0,109	0,105	0,036	3,22	0,00
Autres combinaisons	0,600	0,111	0,193	0,041	5,42	0,00
Structure juridique						
Société de personnes	-0,050	0,043	-0,013	0,011	-1,18	0,24
Société constituée	-0,120	0,041	-0,031	0,011	-2,93	0,00
Taille de la ferme						
Superficie	-0,014	0,016	-0,003	0,004	-0,86	0,39
Superficie*Superficie *(10)*$^{-2}$	0,027	0,034	0,007	0,009	0,80	0,43
Capital	-0,019	0,008	-0,005	0,002	-2,45	0,01
Capital*Capital *(10)*$^{-2}$	0,022	0,009	0,006	0,002	2,39	0,02
Ventes *(10)*$^{-4}$	-0,106	0,094	-0,027	0,024	-1,13	0,26
Ventes*Ventes *(10)*$^{-9}$	0,020	0,034	0,005	0,009	0,58	0,56
Main-d'œuvre salariée						
Semaines *(10)*$^{-2}$	-0,007	0,005	-0,002	0,001	-1,32	0,19
Semaines*Semaines *(10)*$^{-7}$	0,070	0,033	0,018	0,009	2,10	0,04

(voir la note à la page suivante)

Tableau 8 Résultats du modèle probit et effets marginaux : exploitants de grandes fermes de recensement (ventes ≥ 250 000 $) (suite)

Variable	Coefficient		Effet marginal			
	β	é.t. r.	dΦ/dx	é.t. r.	z	P>|z|
Caractéristiques locales et régionales (suite)						
Chômage local	-1,664	0,574	-0,429	0,148	-2,90	0,00
Chômage régional	1,412	0,830	0,364	0,214	1,70	0,09
Structure de l'emploi						
Fabrication — local, ARN	0,557	0,607	0,144	0,156	0,92	0,36
Fabrication — régional, ARN	-1,454	1,497	-0,375	0,386	-0,97	0,33
Fabrication — local, FIMD	0,773	0,746	0,199	0,192	1,04	0,30
Fabrication — régional, FIMD	-3,503	1,494	-0,903	0,385	-2,35	0,02
Fabrication — local, ÉÉ	0,503	0,602	0,130	0,155	0,84	0,40
Fabrication — régional, ÉÉ	0,765	1,077	0,197	0,278	0,71	0,48
Fabrication — local, PDAS	-1,448	0,853	-0,373	0,220	-1,70	0,09
Fabrication — régional PDAS	1,122	2,157	0,289	0,556	0,52	0,60
Services de distribution locale	0,363	0,525	0,094	0,135	0,69	0,49
Services de distribution régionale	-1,840	1,600	-0,474	0,412	-1,15	0,25
Services aux entreprises locales	-2,044	0,714	-0,527	0,184	-2,86	0,00
Services aux entreprises régionales	2,722	2,054	0,701	0,529	1,32	0,19
Services aux consommateurs locaux	0,280	0,357	0,072	0,092	0,78	0,43
Services aux consommateurs régionaux	-0,112	0,977	-0,029	,252	-0,11	0,91
Services publics locaux	0,268	0,310	0,069	0,080	0,86	0,39
Services publics régionaux	-0,431	0,783	-0,111	0,202	-0,55	0,58
Urbanisation						
Distance à la RMR/AR $(10)^{-2}$	0,112	0,091	0,029	0,023	1,23	0,22
Distance*Distance $(10)^{-4}$	0,034	0,036	0,009	0,009	0,93	0,35
Densité population locale $(10)^{-2}$	0,011	0,010	0,003	0,003	1,04	0,30
Densité population régionale $(10)^{-2}$	-0,012	0,019	-0,003	0,005	-0,62	0,53
X^2 H_0 : complet $\beta_{local} = 0$, (df=12)	25,89	p=0,01	…	…	…	…
X^2 H_0 : complet $\beta_{régional} = 0$, (df=12)	15,85	p=0,20	…	…	…	…
X^2 H_0 : complet β_{local} et $\beta_{régional} = 0$, (df=24)	44,79	p=0,01	…	…	…	…
Statistiques du modèle						
Probabilité-logit – modèle complet	-5 285,5	…	…	…	…	…
Probabilité-logit – Modèle avec ordonnée à l'origine	-5 691,7	…	…	…	…	…
Indice de ratio de probabilité (R^2 de McFadden)	0,071	…	…	…	…	…
R^2 de McKelvey et Zavoina	0,143	…	…	…	…	…
R^2 de Cragg et Uhler	0,108	…	…	…	…	…
Nombre d'observations (exploitants)	11 585	…	…	…	…	…

Nota : « é.-t. r. » indique l'écart-type robuste de White. Pour les variables dichotomiques, l'effet marginal représente la variation de la probabilité découlant d'un passage de la valeur de 0 à la valeur de 1 (c.-à-d. de l'absence à la présence de l'attribut). Certains des coefficients, les é.-t. r. et les effets marginaux sont pondérés pour faciliter l'affichage; ces valeurs sont dénotées par le facteur d'échelle : $(10)^{-n}$. Voir le tableau 3 pour les définitions des variables et les unités de mesure.
Source : Calculs des auteurs fondés sur le Recensement de l'agriculture de 2001 et des données du Recensement de la population de 2001.

Tableau 9 Probabilité prédite du travail hors ferme pour certaines valeurs et variations des variables explicatives : échantillon complet (exploitant moyen Pr(y=1) = 0,412)

Variable	Pr(y=1) évaluée à		Δ Pr(y=1)	Pr(y=1) évaluée à		Δ Pr(y=1)
	x_{min}	x_{max}		$\mu-(\alpha \cdot sd)$	$\mu+(\lambda \cdot sd)$	
Caractéristiques individuelles						
Âge	0,434	0,00	-0,434	0,556	0,379	-0,176
Sexe	0,429	0,367	-0,062	...	...	...
Aucun diplôme d'études secondaires (catégorie omise)	...	...	...	...	...	...
Diplôme d'études secondaires	0,368	0,464	0,096	...	...	...
Certificat universitaire	0,404	0,508	0,104	...	...	...
Grade universitaire	0,394	0,601	0,207	...	...	...
Caractéristiques familiales						
Présence d'enfants	0,419	0,398	-0,021	...	...	...
Mobilité	0,406	0,446	0,040	...	...	...
Tâches domestiques non rémunérées	0,413	0,410	-0,003	...	...	...
Soins non rémunérés aux enfants	0,411	0,413	0,001	...	...	...
Soins non rémunérés aux aînés	0,414	0,388	-0,026	...	...	...
Caractéristiques de la ferme						
Un seul exploitant (omise)	...	...	...	...	...	...
Deux exploitants	0,394	0,432	0,038	...	...	...
Trois exploitants	0,409	0,439	0,029	...	...	...
Produits laitiers (omise)	...	...	...	...	...	...
Bovins de boucherie	0,282	0,745	0,464	...	...	...
Porcs	0,403	0,667	0,264	...	...	...
Volailles et œufs	0,403	0,780	0,377	...	...	...
Blé	0,386	0,830	0,444	...	...	...
Céréales et oléagineux (sauf le blé)	0,323	0,768	0,445	...	...	...
Grandes cultures (sauf les céréales et les oléagineux)	0,371	0,828	0,457	...	...	...
Fruits	0,398	0,813	0,415	...	...	...
Spécialités diverses	0,344	0,813	0,470	...	...	...
Combinaison d'animaux	0,402	0,823	0,421	...	...	...
Légumes	0,407	0,753	0,346	...	...	...
Autres combinaisons	0,402	0,793	0,391	...	...	...
Ferme individuelle (omise)	...	...	...	...	...	...
Société de personnes	0,418	0,401	-0,017	...	...	...
Société constituée	0,429	0,328	-0,101	...	...	...
Superficie	0,435	1,000	0,565	0,417	0,338	-0,079
Capital	0,456	1,000	0,544	0,421	0,308	-0,113
Ventes	0,415	0,000	-0,415	0,415	0,383	-0,032
Main-d'œuvre salariée	0,420	1,000	0,580	0,417	0,349	-0,068

(voir la note à la page suivante)

Tableau 9 Probabilité prédite du travail hors ferme pour certaines valeurs et variations des variables explicatives : échantillon complet (suite)

Variable	Pr(y=1) évaluée à		Δ Pr(y=1)	Pr(y=1) évaluée à		Δ Pr(y=1)
	x_{min}	x_{max}		$\mu-(\alpha \cdot sd)$	$\mu+(\lambda \cdot sd)$	
Caractéristiques locales et régionales						
Croissance locale de l'emploi	**0,388**	**0,451**	**0,063**	**0,408**	**0,415**	**0,007**
Croissance régionale de l'emploi	0,425	0,401	-0,024	0,414	0,410	-0,004
Spécialisation locale	0,416	0,379	-0,036	0,414	0,410	-0,003
Spécialisation régionale	**0,426**	**0,364**	**-0,062**	**0,417**	**0,406**	**-0,011**
Chômage local	0,415	0,390	-0,025	0,413	0,411	-0,002
Chômage régional	**0,425**	**0,289**	**-0,136**	**0,417**	**0,407**	**-0,010**
Structure de l'emploi						
Fabrication — local, ARN	0,407	0,460	0,053	0,410	0,414	0,004
Fabrication — régional, ARN	0,406	0,436	0,030	0,410	0,414	0,004
Fabrication — local, FIMD	**0,400**	**0,716**	**0,316**	**0,403**	**0,421**	**0,019**
Fabrication — régional, FIMD	**0,442**	**0,183**	**-0,260**	**0,430**	**0,394**	**-0,037**
Fabrication — local, ÉÉ	**0,397**	**0,579**	**0,182**	**0,404**	**0,420**	**0,016**
Fabrication — régional, ÉÉ	0,405	0,435	0,030	0,409	0,415	0,006
Fabrication — local, PDAS	0,410	0,432	0,023	0,411	0,413	0,003
Fabrication — régional, PDAS	**0,446**	**0,320**	**-0,126**	**0,424**	**0,400**	**-0,024**
Services de distribution locale	**0,387**	**0,477**	**0,091**	**0,408**	**0,416**	**0,008**
Services de distribution régionale	**0,439**	**0,385**	**-0,054**	**0,415**	**0,409**	**-0,006**
Services aux entreprises locales	**0,399**	**0,462**	**0,063**	**0,409**	**0,415**	**0,006**
Services aux entreprises régionales	**0,353**	**0,545**	**0,191**	**0,399**	**0,424**	**0,025**
Services aux consommateurs locaux	**0,368**	**0,489**	**0,120**	**0,406**	**0,418**	**0,012**
Services aux consommateurs régionaux	0,410	0,414	0,003	0,412	0,412	0,001
Services publics locaux	**0,382**	**0,473**	**0,092**	**0,407**	**0,417**	**0,009**
Services publics régionaux	0,405	0,425	0,019	0,411	0,413	0,003
Urbanisation						
Distance à la RMR/AR	**0,391**	**0,490**	**0,099**	**0,404**	**0,421**	**0,018**
Densité de la population locale	**0,414**	**0,268**	**-0,146**	**0,415**	**0,408**	**-0,007**
Densité de la population régionale	**0,417**	**0,318**	**-0,100**	**0,416**	**0,407**	**-0,009**

Nota : « ... » indique que le calcul n'a pas lieu de figurer étant donné que la variable est dichotomique. Pour les variables dichotomiques, les valeurs minimales et maximales sont de 0 et de 1 respectivement. Pour les variables qui ont un terme quadratique, le niveau et la variation de la probabilité prédite incluent l'effet du terme quadratique. Pour la superficie, le capital, les ventes et la main-d'œuvre salariée, α=0,1 et λ=0,9; pour toutes les autres variables continues, $\alpha=\lambda$=0,5. On évalue les probabilités en retenant toutes les autres variables à leur moyenne d'échantillon. Voir le tableau 4 pour lire les statistiques descriptives (les valeurs minimales et maximales sont exclues pour des raisons de confidentialité). Voir le tableau 3 pour lire les définitions des variables et les unités de mesure.
Source : Calculs des auteurs fondés sur les résultats estimés, données du Recensement de l'agriculture de 2001 et du Recensement de la population de 2001.

Tableau 10 Probabilité prédite du travail hors ferme pour certaines valeurs et variations des variables explicatives : exploitant d'une petite ferme de recensement (exploitant moyen Pr(y=1) = 0,473)

Variable	Pr(y=1) évaluée à		Δ Pr(y=1)	Pr(y=1) évaluée à		Δ Pr(y=1)
	x_{min}	x_{max}		$\mu-(\alpha \cdot sd)$	$\mu+(\lambda \cdot sd)$	
Caractéristiques individuelles						
Âge	0,484	0,000	-0,484	0,647	0,435	-0,212
Sexe	0,500	0,401	-0,100	...	...	...
Aucun diplôme d'études secondaires (omise)	...	...	...	...	...	...
Diplôme d'études secondaires	0,421	0,534	0,113	...	...	...
Certificat universitaire	0,463	0,590	0,127	...	...	...
Grade universitaire	0,453	0,672	0,219	...	...	...
Caractéristiques familiales						
Présence d'enfants	0,472	0,474	0,002	...	...	...
Mobilité	0,472	0,479	0,008	...	...	...
Tâches domestiques non rémunérées	0,489	0,455	-0,034	...	...	...
Soins non rémunérés aux enfants	0,474	0,471	-0,003	...	...	...
Soins non rémunérés aux aînés	0,476	0,438	-0,038	...	...	...
Caractéristiques de la ferme						
Un seul exploitant (omise)	...	...	...	...	...	...
Deux exploitants	0,443	0,506	0,063	...	...	...
Trois exploitants	0,468	0,552	0,084	...	...	...
Produits laitiers (omise)						
Bovins de boucherie	0,363	0,708	0,345	...	...	...
Porcs	0,467	0,734	0,266	...	...	...
Volailles et œufs	0,468	0,812	0,344	...	...	...
Blé	0,451	0,790	0,340	...	...	...
Céréales et oléagineux (sauf le blé)	0,398	0,766	0,368	...	...	...
Grandes cultures (sauf les céréales et les oléagineux)	0,442	0,759	0,317	...	...	...
Fruits	0,462	0,750	0,288	...	...	...
Spécialités diverses	0,421	0,741	0,320	...	...	...
Combinaison d'animaux	0,465	0,756	0,290	...	...	...
Légumes	0,470	0,696	0,226	...	...	...
Autres combinaisons	0,466	0,709	0,243	...	...	...
Ferme individuelle (omise)	...	...	...	...	...	...
Société de personnes	0,471	0,476	0,005	...	...	...
Société constituée	0,476	0,443	-0,033	...	...	...
Superficie	0,495	0,999	0,504	0,478	0,403	-0,075
Capital	0,484	0,846	0,362	0,474	0,456	-0,018
Ventes	0,638	0,263	-0,375	0,449	0,304	-0,145
Main-d'œuvre salariée	0,477	0,905	0,428	0,473	0,461	-0,012

(voir la note à la page suivante)

Tableau 10 Probabilité prédite du travail hors ferme pour certaines valeurs et variations des variables explicatives : exploitant d'une petite ferme de recensement (suite)

Variable	Pr(y=1) évaluée à		Δ Pr(y=1)	Pr(y=1) évaluée à		Δ Pr(y=1)
	x_{min}	x_{max}		$M-(\alpha \cdot sd)$	$\mu+(\lambda \cdot sd)$	
Caractéristiques locales et régionales						
Croissance locale de l'emploi	**0,453**	**0,505**	**0,051**	**0,470**	**0,476**	**0,006**
Croissance régionale de l'emploi	0,481	0,466	-0,015	0,474	0,472	-0,002
Spécialisation locale	0,479	0,416	-0,064	0,476	0,470	-0,006
Spécialisation régionale	**0,502**	**0,374**	**-0,128**	**0,484**	**0,461**	**-0,023**
Chômage local	0,476	0,452	-0,024	0,474	0,472	-0,002
Chômage régional	**0,495**	**0,270**	**-0,226**	**0,481**	**0,464**	**-0,017**
Structure de l'emploi						
Fabrication — local, ARN	0,471	0,493	0,022	0,472	0,474	0,002
Fabrication — régional, ARN	**0,460**	**0,529**	**0,069**	**0,468**	**0,477**	**0,009**
Fabrication — local, FIMD	**0,464**	**0,710**	**0,246**	**0,465**	**0,480**	**0,015**
Fabrication — régional, FIMD	**0,510**	**0,169**	**-0,341**	**0,496**	**0,449**	**-0,047**
Fabrication — local, ÉÉ	**0,465**	**0,552**	**0,087**	**0,469**	**0,477**	**0,008**
Fabrication — régional, ÉÉ	0,473	0,472	-0,001	0,473	0,473	0,000
Fabrication — local, PDAS	0,470	0,500	0,030	0,471	0,474	0,003
Fabrication — régional, PDAS	**0,501**	**0,390**	**-0,111**	**0,483**	**0,463**	**-0,020**
Services de distribution locale	**0,455**	**0,519**	**0,064**	**0,470**	**0,476**	**0,006**
Services de distribution régionale	**0,505**	**0,440**	**-0,065**	**0,476**	**0,469**	**-0,007**
Services aux entreprises locales	0,465	0,501	0,036	0,471	0,475	0,004
Services aux entreprises régionales	**0,423**	**0,582**	**0,159**	**0,462**	**0,483**	**0,021**
Services aux consommateurs locaux	**0,446**	**0,518**	**0,072**	**0,469**	**0,476**	**0,008**
Services aux consommateurs régionaux	**0,521**	**0,409**	**-0,112**	**0,482**	**0,463**	**-0,019**
Services publics locaux	**0,455**	**0,508**	**0,053**	**0,470**	**0,475**	**0,006**
Services publics régionaux	0,483	0,454	-0,029	0,475	0,471	-0,004
Urbanisation						
Distance à la RMR/AR	**0,458**	**0,546**	**0,088**	**0,467**	**0,479**	**0,012**
Densité de la population locale	0,474	0,365	-0,109	0,475	0,470	-0,005
Densité de la population régionale	**0,478**	**0,380**	**-0,098**	**0,477**	**0,468**	**-0,009**

Nota : « ... » indique que le calcul n'a pas lieu de figurer étant donné que la variable est dichotomique. Pour les variables dichotomiques, les valeurs minimales et maximales sont de 0 et de 1 respectivement. Pour les variables qui ont un terme quadratique, le niveau et la variation de la probabilité prédite incluent l'effet du terme quadratique. Pour la superficie, le capital, les ventes et la main-d'œuvre salariée, α=0,1 et λ=0,9; pour toutes les autres variables continues, α=λ=0,5. On évalue les probabilités en retenant toutes les autres variables à leur moyenne d'échantillon. Voir le tableau 5 pour lire les statistiques descriptives (les valeurs minimales et maximales sont exclues pour des raisons de confidentialité). Voir le tableau 3 pour lire les définitions des variables et les unités de mesure.
Source : Calculs des auteurs fondés sur les résultats estimés, données du Recensement de l'agriculture de 2001 et du Recensement de la population de 2001.

Tableau 11 Probabilité prédite du travail hors ferme pour certaines valeurs et variations des variables explicatives : exploitant d'une grande ferme de recensement (exploitant moyen Pr(y=1) = 0,175)

Variable	Pr(y=1) évaluée à		Δ Pr(y=1)	Pr(y=1) évaluée à		Δ Pr(y=1)
	x_{min}	x_{max}		$M-(\alpha \cdot sd)$	$\mu+(\lambda \cdot sd)$	
Caractéristiques individuelles						
Âge	0,279	0,031	-0,248	0,202	0,157	-0,045
Sexe	**0,161**	**0,228**	**0,067**	...	...	...
Aucun diplôme d'études secondaires (omise)	...	...	...	...	...	...
Diplôme d'études secondaires	**0,166**	**0,185**	**0,019**	...	...	...
Certificat universitaire	**0,172**	**0,204**	**0,032**	...	...	...
Grade universitaire	**0,168**	**0,255**	**0,087**	...	...	...
Caractéristiques familiales						
Présence d'enfants	0,177	0,173	-0,004	...	...	...
Mobilité	0,174	0,180	0,006	...	...	...
Tâches domestiques non rémunérées	0,175	0,176	0,001	...	...	...
Soins non rémunérés aux enfants	0,175	0,175	-0,001	...	...	...
Soins non rémunérés aux aînés	0,176	0,162	-0,014	...	...	...
Caractéristiques de la ferme						
Un seul exploitant (omise)	...	...	...	...	...	...
Deux exploitants	**0,162**	**0,190**	**0,028**	...	...	...
Trois exploitants	**0,168**	**0,202**	**0,033**	...	...	...
Produits laitiers (omise)	...	...	...	...	...	...
Bovins de boucherie	**0,149**	**0,364**	**0,215**	...	...	...
Porcs	**0,163**	**0,295**	**0,132**	...	...	...
Volailles et œufs	**0,161**	**0,415**	**0,254**	...	...	...
Blé	**0,170**	**0,403**	**0,233**	...	...	...
Céréales et oléagineux (sauf le blé)	**0,134**	**0,358**	**0,225**	...	...	...
Grandes cultures (sauf les céréales et les oléagineux)	**0,169**	**0,308**	**0,139**	...	...	...
Fruits	**0,172**	**0,358**	**0,185**	...	...	...
Spécialités diverses	**0,168**	**0,290**	**0,121**	...	...	...
Combinaison d'animaux	**0,174**	**0,288**	**0,115**	...	...	...
Légumes	**0,173**	**0,278**	**0,105**	...	...	...
Autres combinaisons	**0,172**	**0,365**	**0,193**	...	...	...
Ferme individuelle (omise)	...	...	...	...	...	...
Société de personnes	0,179	0,166	-0,013	...	...	...
Société constituée	**0,190**	**0,159**	**-0,031**	...	...	...
Superficie	0,177	0,261	0,084	0,175	0,169	-0,006
Capital	**0,187**	**0,595**	**0,408**	**0,176**	**0,158**	**-0,022**
Ventes	0,177	0,010	-0,167	0,176	0,163	-0,013
Main-d'œuvre salariée	**0,178**	**0,719**	**0,541**	**0,175**	**0,163**	**-0,012**

(voir la note à la page suivante)

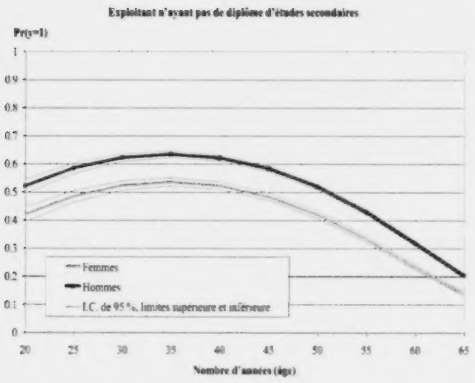
Tableau 11 Probabilité prédite du travail hors ferme pour certaines valeurs et variations des variables explicatives : exploitant d'une grande ferme de recensement (suite)

Variable	Pr(y=1) évaluée à		Δ Pr(y=1)	Pr(y=1) évaluée à		Δ Pr(y=1)
	x_{min}	x_{max}		$\mu-(\alpha \cdot sd)$	$\mu+(\lambda \cdot sd)$	
Caractéristiques locales et régionales						
Croissance locale de l'emploi	**0,141**	**0,221**	**0,080**	**0,170**	**0,180**	**0,010**
Croissance régionale de l'emploi	0,187	0,166	-0,021	0,176	0,174	-0,003
Spécialisation locale	0,182	0,116	-0,066	0,178	0,172	-0,006
Spécialisation régionale	0,178	0,164	-0,013	0,176	0,174	-0,002
Chômage local	**0,196**	**0,062**	**-0,134**	**0,183**	**0,167**	**-0,016**
Chômage régional	**0,161**	**0,353**	**0,192**	**0,170**	**0,181**	**0,011**
Structure de l'emploi						
Fabrication — local, ARN	0,169	0,219	0,050	0,172	0,178	0,005
Fabrication — régional, ARN	0,188	0,135	-0,053	0,179	0,171	-0,008
Fabrication — local, FIMD	0,170	0,250	0,080	0,172	0,178	0,007
Fabrication — régional, FIMD	**0,198**	**0,068**	**-0,130**	**0,187**	**0,164**	**-0,023**
Fabrication — local, ÉÉ	0,170	0,233	0,063	0,173	0,177	0,005
Fabrication — régional, ÉÉ	0,168	0,199	0,031	0,172	0,178	0,006
Fabrication — local, PDAS	**0,185**	**0,113**	**-0,072**	**0,180**	**0,170**	**-0,009**
Fabrication — régional, PDAS	0,168	0,189	0,021	0,173	0,177	0,005
Services de distribution locale	0,165	0,202	0,038	0,173	0,177	0,003
Services de distribution régionale	0,208	0,146	-0,062	0,179	0,171	-0,007
Services aux entreprises locales	**0,215**	**0,091**	**-0,124**	**0,184**	**0,166**	**-0,018**
Services aux entreprises régionales	0,144	0,267	0,124	0,167	0,183	0,016
Services aux consommateurs locaux	0,161	0,197	0,036	0,173	0,177	0,004
Services aux consommateurs régionaux	0,178	0,172	-0,006	0,175	0,175	-0,001
Services publics locaux	0,161	0,206	0,045	0,173	0,177	0,004
Services publics régionaux	0,183	0,158	-0,025	0,177	0,173	-0,003
Urbanisation						
Distance à la RMR/AR	0,159	0,421	0,262	0,167	0,181	0,014
Densité de la population locale	0,173	0,291	0,118	0,172	0,178	0,005
Densité de la population régionale	0,178	0,129	-0,050	0,178	0,172	-0,005

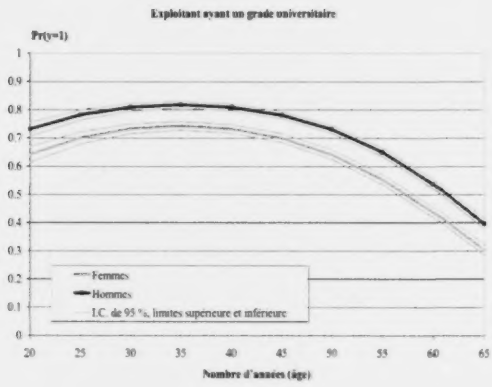
Nota : « ... » indique que le calcul n'a pas lieu de figurer étant donné que la variable est dichotomique. Pour les variables dichotomiques, les valeurs minimales et maximales sont de 0 et de 1 respectivement. Pour les variables qui ont un terme quadratique, le niveau et la variation de la probabilité prédite incluent l'effet du terme quadratique. Pour la superficie, le capital, les ventes et la main-d'œuvre salariée, α=0,1 et λ=0,9; pour toutes les autres variables continues, $\alpha=\lambda$=0,5. On évalue les probabilités en retenant toutes les autres variables à leur moyenne d'échantillon. Voir le tableau 5 pour lire les statistiques descriptives (les valeurs minimales et maximales sont exclues pour des raisons de confidentialité). Voir le tableau 3 pour les définitions des variables et les unités de mesure.
Source : Calculs des auteurs fondés sur les résultats estimés, données du Recensement de l'agriculture de 2001 et du Recensement de la population de 2001.

Figure 1 Probabilité prédite du travail hors ferme selon le sexe et les différents niveaux de scolarité : exploitants de petites fermes de recensements

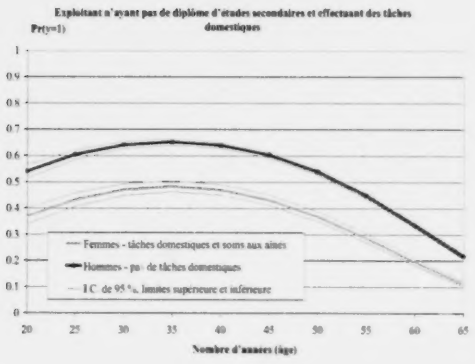
Panneau A



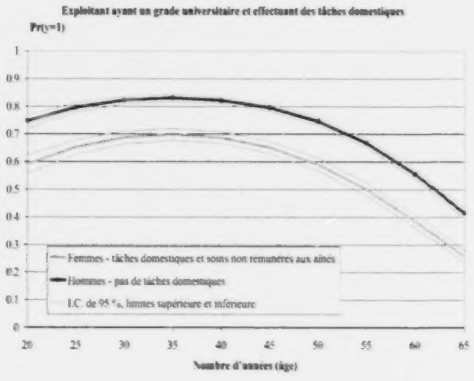
Panneau B



Panneau C



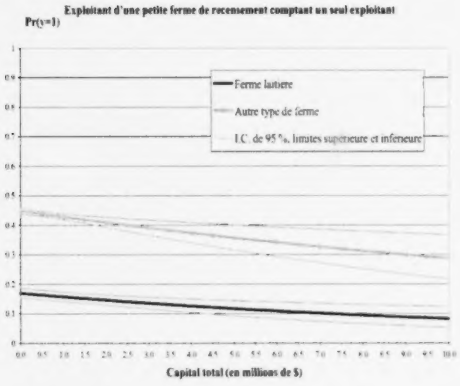
Panneau D



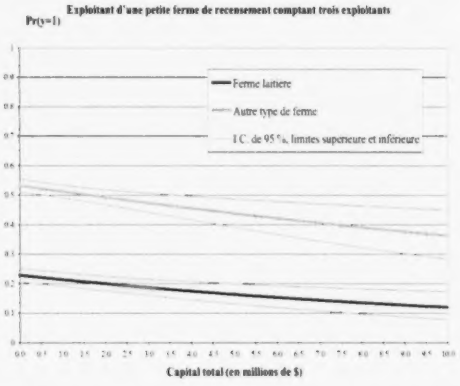
Nota : Les probabilités prédites sont évaluées en fonction de la moyenne d'échantillon des autres variables explicatives.
Source : Calcul des auteurs fondé sur les résultats estimés.

Figure 2 Probabilité prédite du travail hors ferme et caractéristiques des fermes : exploitants de petites et de grandes fermes de recensement

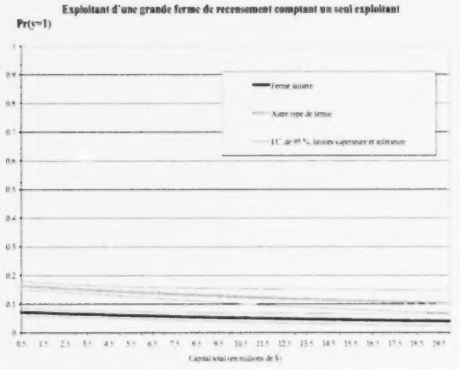
Panneau A



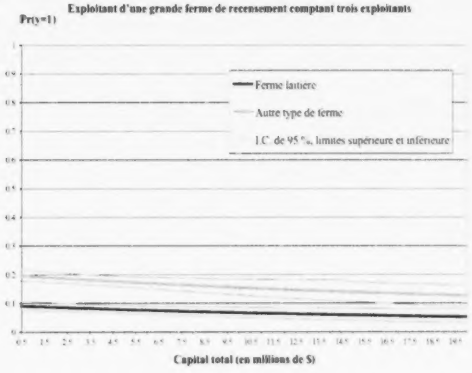
Panneau B



Panneau C



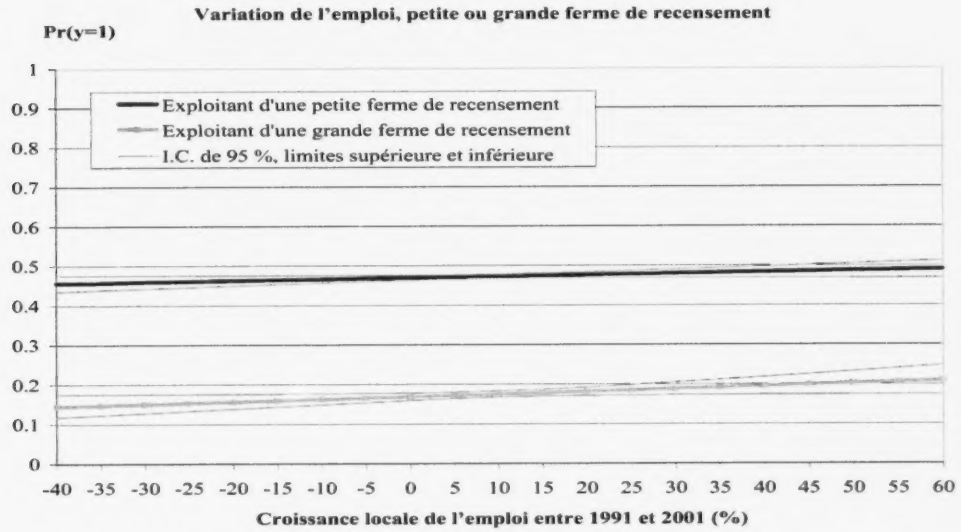
Panneau D



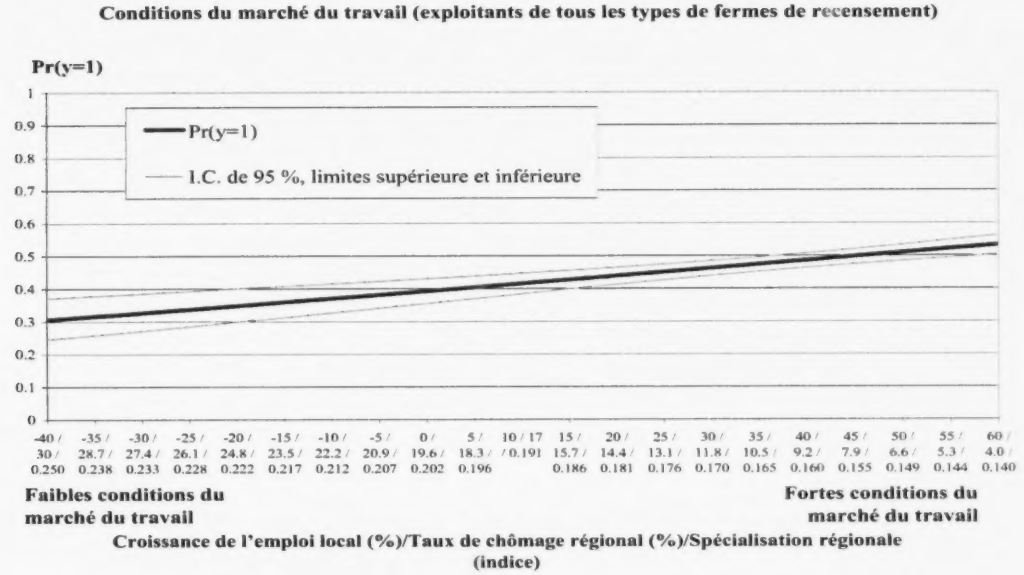
Nota : Les probabilités prédites sont évaluées en fonction de la moyenne d'échantillon des autres variables explicatives.
Source : Calcul des auteurs fondé sur les résultats estimés.

Figure 3 Probabilité prédite du travail hors ferme et conditions du marché du travail

Panneau A



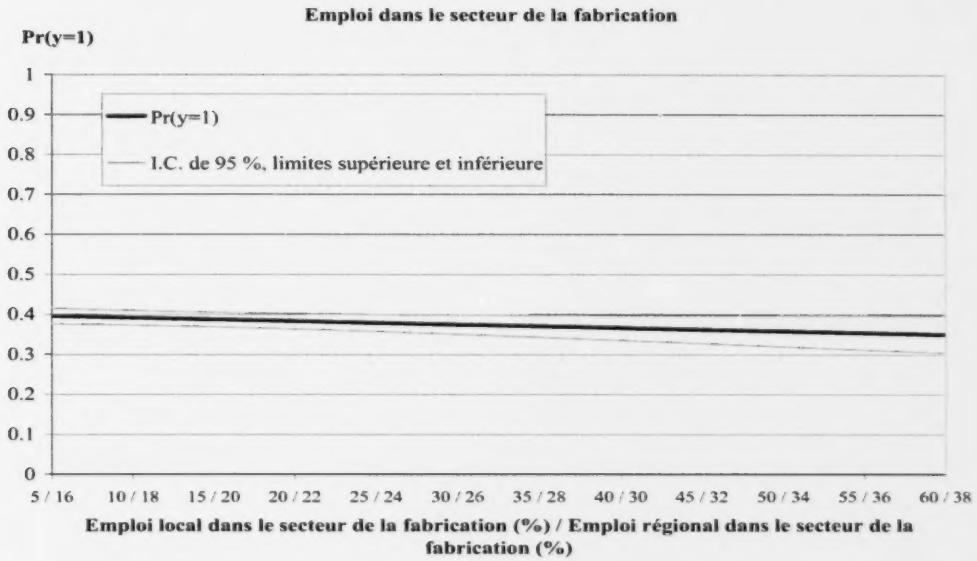
Panneau B



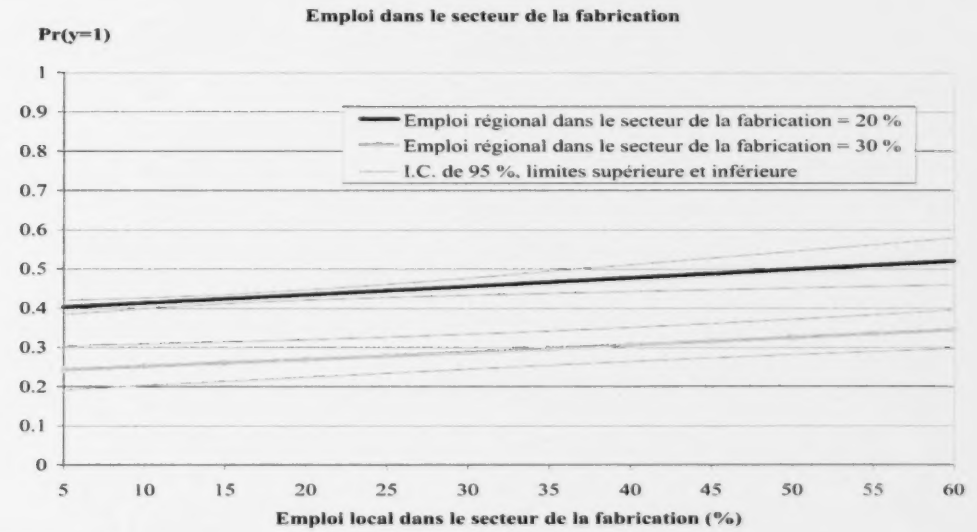
Nota : Les probabilités prédites sont évaluées en fonction de la moyenne d'échantillon des autres variables explicatives.
Source : Calcul des auteurs fondé sur les résultats estimés.

Figure 4 Probabilité prédite du travail hors ferme et emploi dans le secteur de la fabrication : exploitants de petites fermes de recensement

Panneau A



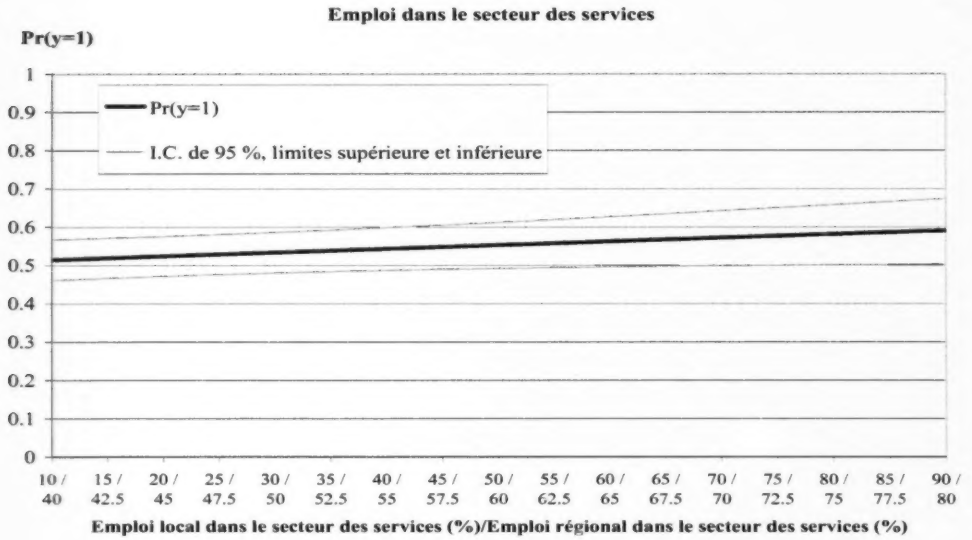
Panneau B



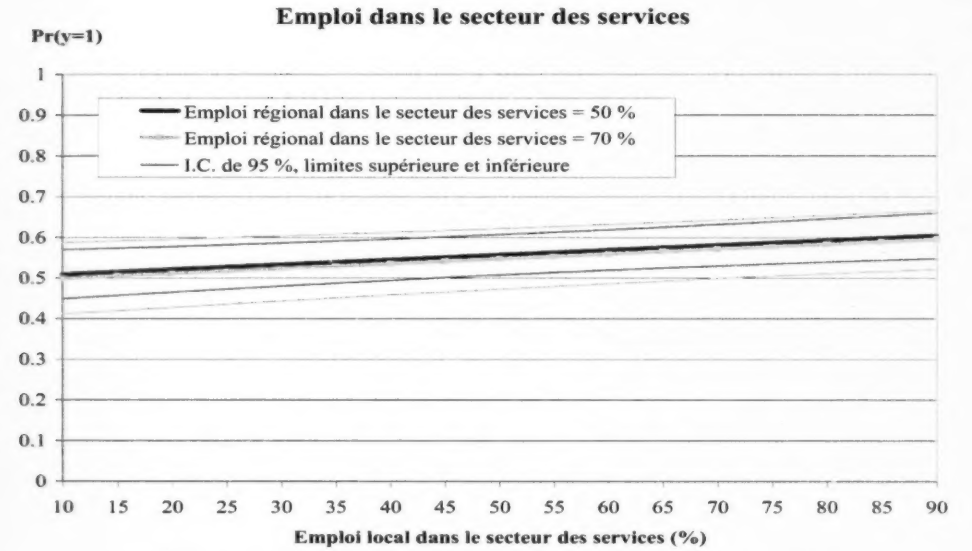
Nota : Les probabilités prédites sont évaluées en fonction de la moyenne d'échantillon des autres variables explicatives.
Source : Calcul des auteurs fondé sur les résultats estimés.

Figure 5 Probabilité prédite du travail hors ferme et emploi dans le secteur des services : exploitants de petites fermes de recensement

Panneau A



Panneau B

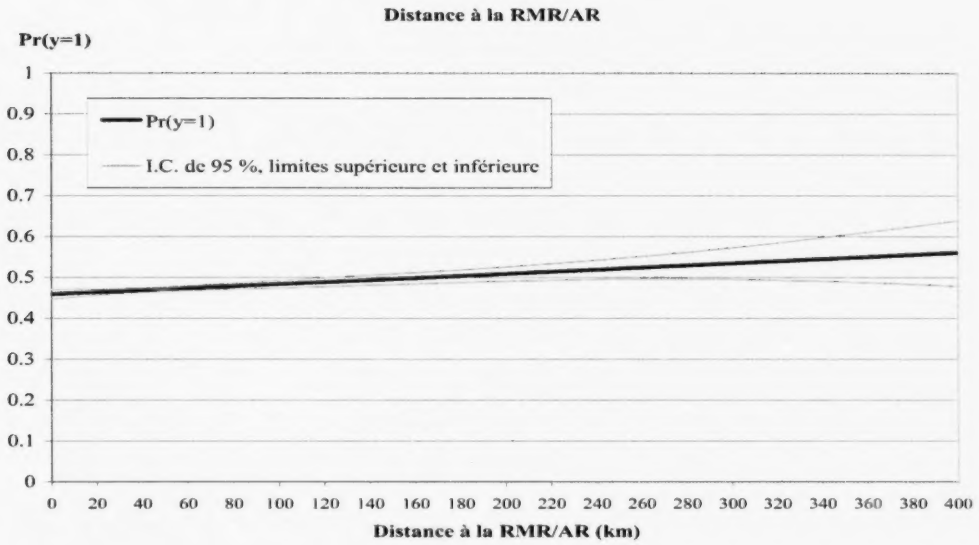


Nota : Les probabilités prédites sont évaluées en fonction de la moyenne d'échantillon des autres variables explicatives.

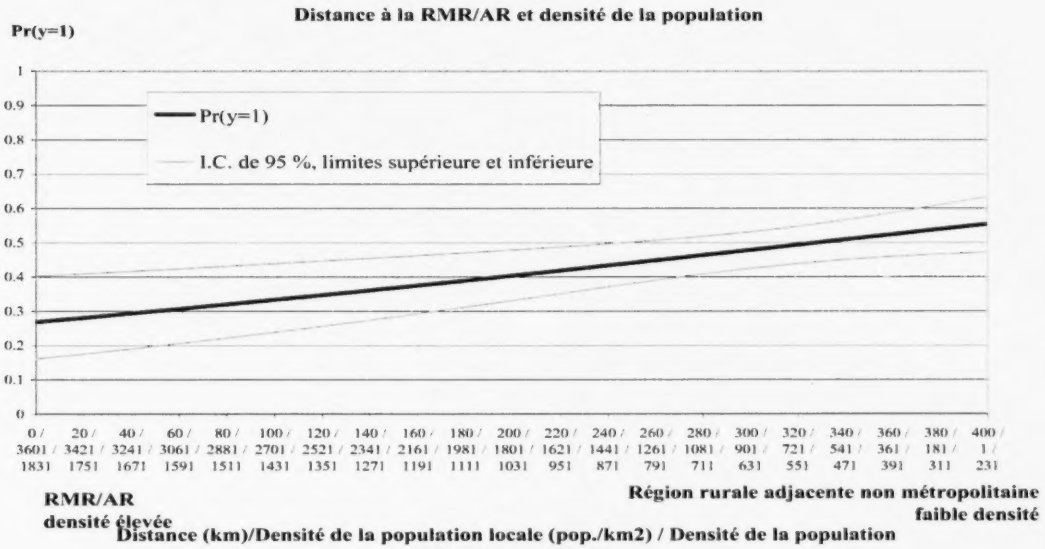
Source : Calcul des auteurs fondé sur les résultats estimés.

Figure 6 Probabilité prédite du travail hors ferme et facteurs d'urbanisation : exploitants de petites fermes de recensement

Panneau A



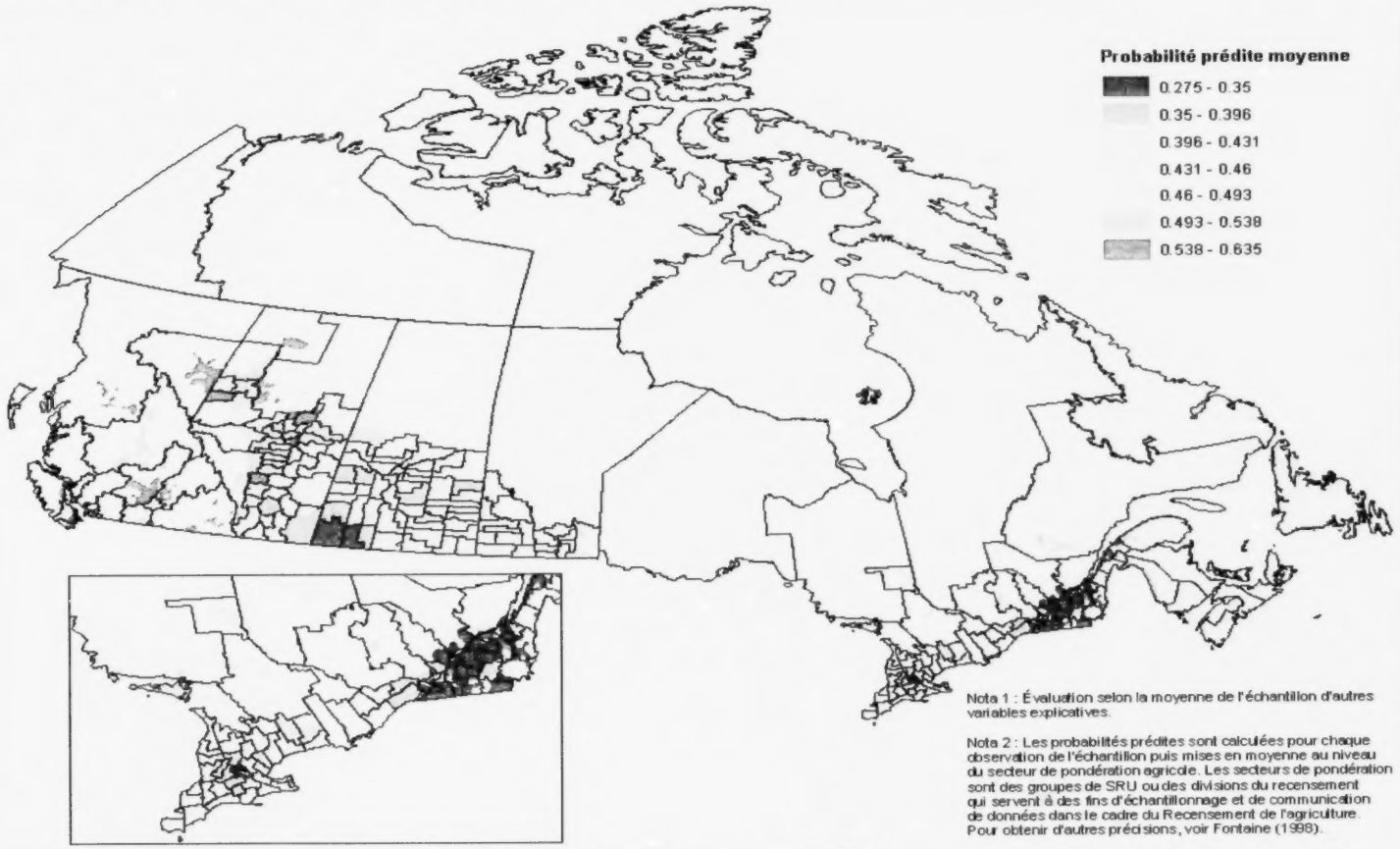
Panneau B



Nota : Les probabilités prédites sont évaluées en fonction de la moyenne d'échantillon des autres variables explicatives.

Source : Calcul des auteurs fondé sur les résultats estimés.

Carte 1 Probabilité prédite du travail hors ferme selon le secteur de pondération agricole



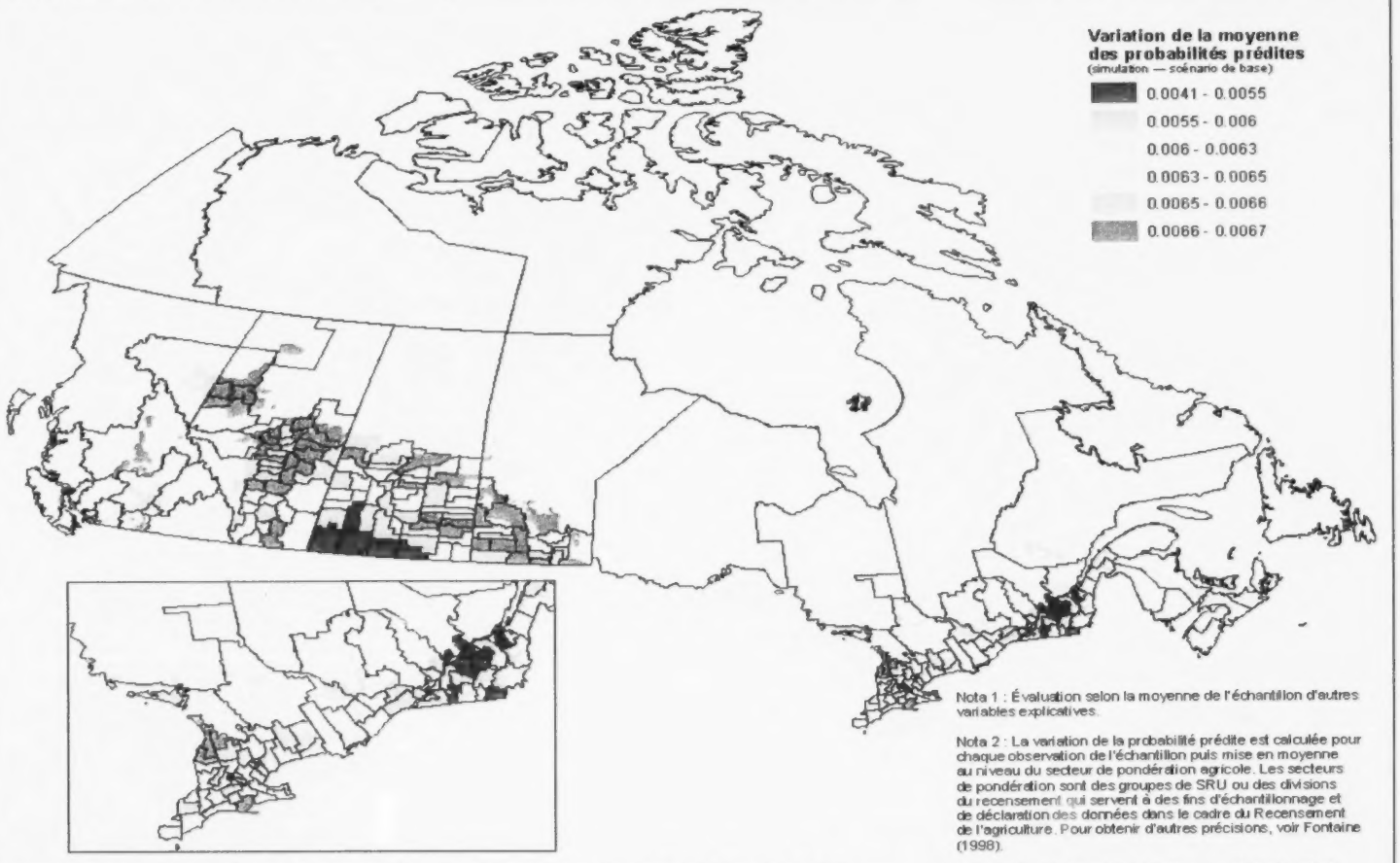
Nota 1 : Évaluation selon la moyenne de l'échantillon d'autres variables explicatives.

Nota 2 : Les probabilités prédites sont calculées pour chaque observation de l'échantillon puis mises en moyenne au niveau du secteur de pondération agricole. Les secteurs de pondération sont des groupes de SRU ou des divisions du recensement qui servent à des fins d'échantillonnage et de communication de données dans le cadre du Recensement de l'agriculture. Pour obtenir d'autres précisions, voir Fontaine (1998).

Source : Calcul des auteurs fondé sur les résultats estimés.

Carte produite par la Section de la télédéction et de l'analyse géospatiale (TAG), Division de l'agriculture, Statistique Canada, 2007

Carte 2 Effets de l'accélération de la dynamique du marché du travail sur le travail hors ferme selon le secteur de pondération agricole



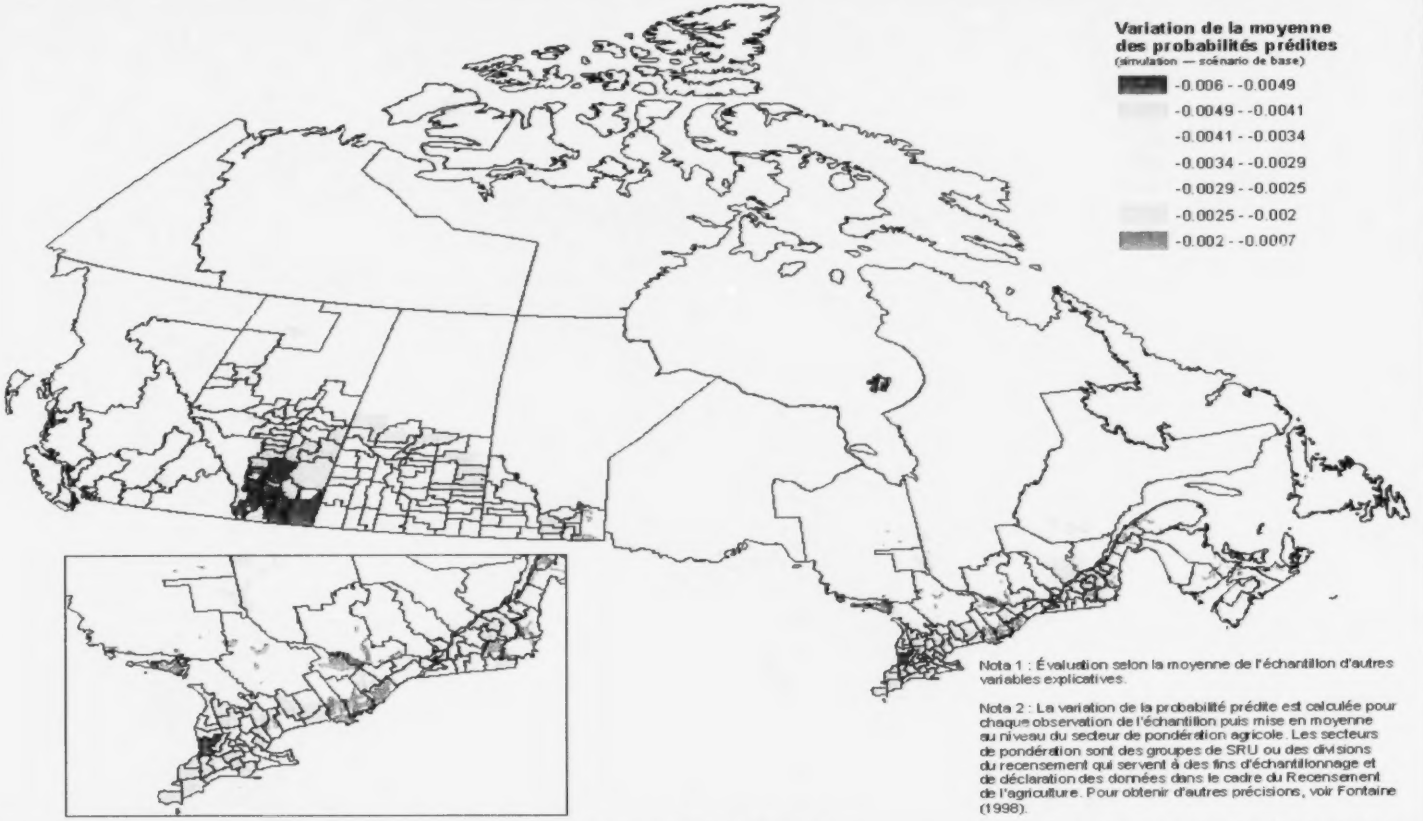
Nota 1 : Évaluation selon la moyenne de l'échantillon d'autres variables explicatives.

Nota 2 : La variation de la probabilité prédite est calculée pour chaque observation de l'échantillon puis mise en moyenne au niveau du secteur de pondération agricole. Les secteurs de pondération sont des groupes de SRU ou des divisions du recensement qui servent à des fins d'échantillonnage et de déclaration des données dans le cadre du Recensement de l'agriculture. Pour obtenir d'autres précisions, voir Fontaine (1998).

Carte produite par la Section de la télédéction et de l'analyse géospatiale (TAG), Division de l'agriculture, Statistique Canada, 2007

Source : Calcul des auteurs fondé sur les résultats estimés.

Carte 3 Effets de l'accroissement du taux de travail hors ferme selon le secteur de pondération agricole



Nota 1 : Évaluation selon la moyenne de l'échantillon d'autres variables explicatives.

Nota 2 : La variation de la probabilité prédite est calculée pour chaque observation de l'échantillon puis mise en moyenne au niveau du secteur de pondération agricole. Les secteurs de pondération sont des groupes de SRU ou des divisions du recensement qui servent à des fins d'échantillonnage et de déclaration des données dans le cadre du Recensement de l'agriculture. Pour obtenir d'autres précisions, voir Fontaine (1998).

Source : Calcul des auteurs fondé sur les résultats estimés.

Carte produite par la Section de la télédéction et de l'analyse géospatiale (TAG), Division de l'agriculture, Statistique Canada, 2007

Série de documents de travail sur l'agriculture et le milieu rural

(* La *Série de documents de travail sur l'agriculture et le milieu rural* est maintenant accessible dans le site Web de Statistique Canada (www.statcan.ca). À la page d'*accueil* de Statistique Canada, sélectionnez *Publications* et sous *Publications Internet gratuites*.

N° 1	(21-601-MPF1980001)	**Description de la méthode Theil de prévision de l'erreur quadratique moyenne pour la statistique agricole (1980)**, Stuart Pursey
N° 3	(21-601-MPF1981003)	**Examen du Projet de l'estimation du bétail et recommandations de mesures à prendre (1981)**, Bernard Rosien et Elizabeth Leckie
N° 4	(21-601-MPF1984004)	**Le secteur canadien des oléagineux : vue d'ensemble (1984)**, Glenn Lennox
N° 5	(21-601-MPF1984005)	**Analyse préliminaire de la contribution des paiements directs du gouvernement dans le revenu agricole net réalisé (1984)**, Lambert Gauthier
N° 6	(21-601-MPF1984006)	**Les caractéristiques des exploitants entrant en agriculture et leurs entreprises au sud de l'Ontario pour la période 1966 à 1976 (1984)**, Jean B. Down
N° 7	(21-601-MPF1984007)	**Sommaire des programmes d'aide à la production agricole aux États-Unis (1984)**, Allister Hickson
N° 8	(21-601-MPF1984008)	**Intensité de la pratique de la jachère dans les Prairies : Une analyse des données du recensement de 1981 (1984)**, Les Macartney
N° 9	(21-601-MPF1985009)	**Évolution de la structure du secteur porcin au Canada (1985)**, Mike Shumsky
N° 10	(21-601-MPF1986010)	**Révisions au traitement des loyers de maisons imputés dans les comptes de fermes canadiennes, 1926-1979 (1986)**, Mike Trant
N° 11	(21-601-MPF1992011)	**L'estimateur par le quotient : explication intuitive et utilisation pour estimer les variables agricoles (1992)**, François maranda et Stuart Pursey
N° 12	(21-601-MPF1991012)	**L'effet de la distortion géographique causée par la règle de l'emplacement (1991)**, Rick Burroughs
N° 13	(21-601-MPF1991013)	**La qualité des données agricoles : forces et faiblesses (1991)**, Stuart Pursey
N° 14	(21-601-MPF1992014)	**Autres cadres d'examen des données rurales (1992)**, A.M. Fuller, Derek Cook et Dr. John Fitzsimons
N° 15	(21-601-MPF1993015)	**Tendances et caractéristiques relatives aux régions rurales et aux petites villes du Canada (1993)**, Brian Bigs, Ray Bollman et Michael McNames
N° 16	(21-601-MPF1992016)	**La microdynamique et l'organisation économique de la famille agricole dans le changement structurel en agriculture (1992)**, Phil Ehrensaft et Ray Bollman
N° 17	(21-601-MPF1993017)	**Consommation de céréales et de graines oléagineuses par le bétail et la volaille, Canada et provinces, 1992**, Section du bétail et des produits d'origine animale
N° 18	(21-601-MPF1994018)	**Changements structurels dans le domaine agricole - Étude comparative des tendances et des modèles observés au Canada et aux États-Unis**, Ray Bollman, Leslie A. Whitener et Fu Lai Tung
N° 19	(21-601-MPF1994019)	**Revenu total de la famille agricole selon le type d'exploitation et la taille de celle-ci, et selon la région, en 1990 (1994)**, Saiyed Rizvi, David Culver, Lina Di Piétro et Kim O'Connor
N° 20	(21-601-MPF1991020)	**L'adaptation dans le secteur agricole au Canada (1994)**, George McLaughlin
N° 21	(21-601-MPF1993021)	**Microdynamique de la croissance et de la décroissance des exploitations agricoles : une comparaison Canada - États-Unis**, Fred Gale et Stuart Pursey
N° 22	(21-601-MPF1992022)	**Les structures des gains des ménages agricoles en Amérique du Nord - Positionnement pour la libéralisation des échanges**, Leonard Apedaile, Charles Barnard, Ray Bollman et Blaine Calkins
N° 23	(21-601-MPF1992023)	**Secteur de la pomme de terre : comparaison entre le Canada et les États-Unis**, Glenn Zepp, Charles Plummer et Barbara McLaughlin
N° 24	(21-601-MPF1994024)	**Étude comparative des données américaines et canadiennes sur la structure des fermes**, Victor J. Oliveira, Leslie A. Whitener et Ray Bollman
N° 25	(21-601-MPF1994025)	**Méthodes statistiques de la Sous-section de la commercialisation des grains, document de travail, version 2**, Karen Gray
N° 26	(21-601-MPF1994026)	**Rendement des exploitations agricoles : Estimations établies à partir de la base de données complètes sur les exploitations agricoles**, W. Steven Danford
N° 27	(21-601-MPF1994027)	**La mesure de l'emploi touristique dans les régions rurales**, Brian Biggs

Série de documents de travail sur l'agriculture et le milieu rural (suite)

(* La *Série de documents de travail sur l'agriculture et le milieu rural* est maintenant accessible dans le site Web de Statistique Canada (www.statcan.ca). À la page d'*accueil* de Statistique Canada, sélectionnez *Publications* et sous *Publications Internet gratuites*.

N° 28*	(21-601-MIF1995028)	**Délimitation de l'écoumène agricole canadien de 1991**, Timothy J. Werschler
N° 29	(21-601-MPF1995029)	**Étude cartographique de la diversité des économies rurales : une typologie préliminaire du Canada rural**, Liz Hawkins
N° 30*	(21-601-MIF1996030)	**Structure et tendances de l'emploi rural au Canada et dans les pays de l'OCDE**, Ron Cunningham et Ray D. Bollman
N° 31*	(21-601-MIF1996031)	**Une nouvelle approche pour les régions autres que les RMR/AR**, Linda Howatson-Leo et Louise Earl
N° 32	(21-601-MPF1996032)	**L'emploi dans l'agriculture et ses industries connexes en région rurale : structure et changement 1981-1991**, Sylvain Cloutier
N° 33*	(21-601-MIF1998033)	**Exploiter une ferme d'agrément - pour le plaisir ou le profit?**, Stephen Boyd
N° 34*	(21-601-MIF1998034)	**Utilisation de la technologie d'imagerie documentaire dans le recensement canadien de l'agriculture de 1996**, Mel Jones et Ivan Green
N° 35*	(21-601-MIF1998035)	**Tendances de l'emploi au sein de la population active non métropolitaine**, Robert Mendelson
N° 36*	(21-601-MIF1998036)	**La population des milieux ruraux et des petites villes s'accroît pendant les années 90**, Robert Mendelson et Ray D. Bollman
N° 37*	(21-601-MIF1998037)	**La composition des établissements commerciaux dans les petites et les grandes collectivités du Canada**, Robert Mendelson
N° 38*	(21-601-MIF1998038)	**Le travail hors ferme des exploitants de fermes de recensement : Aperçu de la structure et profils de mobilité**, Michael Swidinsky, Wayne Howard et Alfons Weersink
N° 39*	(21-601-MIF1999039)	**Le capital humain et le développement rural : quels sont les liens?**, Ray D. Bollman
N° 40*	(21-601-MIF1999040)	**Utilisation de l'ordinateur et d'Internet par les membres des ménages ruraux**, Margaret Thompson-James
N° 41*	(21-601-MIF1999041)	**Les cotisations aux REER des producteurs agricoles canadiens en 1994**, Marco Morin
N° 42*	(21-601-MIF1999042)	**Intégration des données administratives et des données d'enquête de recensement**, Michael Trant et Patricia Whitridge
N° 43*	(21-601-MIF2001043)	**La dynamique du revenu et de l'emploi dans le Canada rural : le risque de la pauvreté et de l'exclusion**, Esperanza Vera-Toscano, Euan Phimister et Alfons Weersink
N° 44*	(21-601-MIF2001044)	**Migration des jeunes ruraux entre 1971 et 1996**, Juno Tremblay
N° 45*	(21-601-MIF2001045)	**Évaluation du bien-être économique des Canadiens ruraux au moyen d'indicateurs de revenu**, Carlo Rupnik, Margaret Thompson-James et Ray D. Bollman
N° 46*	(21-601-MIF2001046)	**Tendances géographiques du bien-être socioéconomique des collectivitées des Premières nations**, Robin P. Armstrong
N° 47*	(21-601-MIF2001047)	**Répartition et concentration des animaux de ferme au Canada**, Martin S. Beaulieu
N° 48*	(21-601-MIF2001048)	**Élevage intensif des animaux de ferme : la taille de l'exploitation a-t-elle son importance?**, Martin S. Beaulieu
N°49*	(21-601-MIF2001049)	**La statistique agricole au service du développement rural**, Ray D. Bolllman
N°50*	(21-601-MIF2001050)	**Situation relative à l'emploi dans les régions rurales et les petites villes : Structure par industrie**, Roland Beshiri et Ray D. Bolllman
N°51*	(21-601-MIF2001051)	**Le temps passé au travail : Comment les agriculteurs jonglent avec leur temps et incidences sur le revenu familial total**, Sylvain Cloutier
N°52*	(21-601-MIF2001052)	**Le profil des producteurs de maïs-grain et de soya génétiquement modifiés au Québec et en Ontario**, Bernard Hategekimana
N°53*	(21-601-MIF2002053)	**Intégration des marchés des bovins du Canada et des États-Unis**, Rita Athwal
N°54*	(21-601-MIF2002054)	**Maïs-grain et soya génétiquement modifiés au Québec et en Ontario en 2000 et 2001**, Bernard Hategekimana

Série de documents de travail sur l'agriculture et le milieu rural (suite)

(* La *Série de documents de travail sur l'agriculture et le milieu rural* est maintenant accessible dans le site Web de Statistique Canada (www.statcan.ca). À la page d'*accueil* de Statistique Canada, sélectionnez *Publications* et sous *Publications Internet gratuites*.

N°55*	(21-601-MIF2002055)	**Tendances migratoires récentes dans les régions rurales et petites villes du Canada**, Neil Rothwell et autres
N°56*	(21-601-MIF2002056)	**Rendement du secteur du commerce de détail des aliments dans la chaîne agroalimentaire**, David Smith et Michael Trant
N°57*	(21-601-MIF2002057)	**Caractéristiques financières des entreprises acquises dans l'industrie alimentaire canadienne**, Martin S. Beaulieu
N°58*	(21-601-MIF2002058)	**Structure des échanges provinciaux**, Marjorie Page
N°59*	(21-601-MIF2002059)	**Analyse de la rentabilité dans le secteur de la transformation des aliments au Canada**, Rick Burroughs et Deborah Harper
N°60*	(21-601-MIF2002060)	**La diversification du monde rural**, Marjorie L. Page
N°61*	(21-601-MIF2002061)	**Définitions de « rural »**, Valerie du Plessis et autres
N°62*	(21-601-MIF2003062)	**Profil géographique des animaux de ferme au Canada, 1991-2001**, Martin S. Beaulieu et Frédéric Bédard
N°63*	(21-601-MIF2003063)	**Disparité infraprovinciale des revenus au Canada : Données de 1992 à 1999**, Alessandro Alasia
N°64*	(21-601-MIF2003064)	**Les économies et le commerce agricoles Canada-Mexique : des relations nord-américaines plus étroites**, Verna Mitura et autres
N°65*	(21-601-MIF2003065)	**Adoption de technologies informatiques par les entreprises agricoles canadiennes : analyse fondée sur le Recensement de l'agriculture de 2001**, Jean Bosco Sabuhoro et Patti Wunsch
N°66*	(21-601-MIF2004066)	**Facteurs d'utilisation d'Internet à la maison au Canada, 1998 à 2000**, Vik Singh
N°67*	(21-601-MIF2004067)	**Cartographie de la diversité socioéconomique du Canada rural : Une analyse multidimensionnelle**, Alessandro Alasia
N°68*	(21-601-MIF2004068)	**Incidence de l'investissement direct étranger sur le secteur agroalimentaire : analyse empirique**, W.H. Furtan et J.J. Holzman
N°69*	(21-601-MIF2004069)	**Le secteur canadien des bovins de boucherie et les répercussions de l'ESB sur le revenu des familles agricoles**, Verna Mitura et Lina Di Piétro
N°70*	(21-601-MIF2004070)	**Mesure de la concentration dans les industries de transformation des aliments**, Darryl Harrison et James Rude
N°71*	(21-601-MIF2004071)	**Tendances de l'activité liée au travail autonome non agricole chez les femmes des régions rurales**, Valerie du Plessis
N°72*	(21-601-MIF2004072)	**Remaniement de l'Indice des prix des produits agricoles au Canada**, Andy Baldwin
N°73*	(21-601-MIF2005073)	**L'incidence de l'urbanisation sur l'adoption des systèmes de gestion de l'environnement dans l'agriculture canadienne**, Udith Jayasinghe-Mudalige, Alfons Weersink, Brady Deaton, Martin Beaulieu et Mike Trant
N°74*	(21-601-MIF2005074)	**Facteurs favorisant la mise en œuvre des meilleures pratiques de gestion du fumier dans les exploitations porcines**, Diep Le et Martin S. Beaulieu
N°75*	(21-601-MIF2005075)	**La compétitivité de l'industrie de la transformation de la volaille au Canada**, Hao et autres
N°76*	(21-601-MIF2005076)	**Compétences, innovation et croissance : Les questions clés du développement rural et territorial – Survol de la documentation**, Alessandro Alasia
N°77*	(21-601-MIF2006077)	**Profil géographique de la production de fumier au Canada, 2001**, Nancy Hofmann et Martin S. Beaulieu
N°78*	(21-601-MIF2006078)	**Facteurs influant sur l'innovation en biotechnologie au Canada : analyse des données de l'Enquête sur l'utilisation et le développement de la biotechnologie de 2001**, Daryl van Moorsel, J.A.L. Cranfield et David Sparling
N°79*	(21-601-MIF2006079)	**Analyse du financement de l'innovation et de la commercialisation des aliments fonctionnels et des nutraceutiques dans le secteur canadien**, John Cranfield, Deepananda Herath, Spencer Henson and Dave Sparling
N°80*	(21-601-MIF2006080)	**Impact des caractéristiques des exploitations porcines sur leur succès financier**, Véronique Maltais

Série de documents de travail sur l'agriculture et le milieu rural (fin)

(* La *Série de documents de travail sur l'agriculture et le milieu rural* est maintenant accessible dans le site Web de Statistique Canada (www.statcan.ca). À la page d'*accueil* de Statistique Canada, sélectionnez *Publications* et sous *Publications Internet gratuites*.

N°81*	(21-601-MIF2006081)	**Le chevauchement démographique de l'agriculture et du milieu rural**, Ray. D. Bollman
N°82*	(21-601-MIF2006082)	**Les collectivités du Nord de l'Ontario : diversification, spécialisation et croissance économiques**, Ray D. Bollman, Roland Beshiri et Verna Mitura.
N°83*	(21-601-MIF2007083)	**Les facteurs stimulant l'économie rurale canadienne**, Ray D. Bollman
N°84*	(21-601-MIF2007084)	**Facteurs de risque associés aux blessures à la ferme au Canada**, Véronique Maltais